



现代期货前沿译丛
FRONTIERS ON MODERN FUTURES

商品交易顾问

——风险、业绩分析与选择

Commodity Trading Advisors

[美] 格雷格·格雷戈里乌
(Greg Gregoriou)

等著

田晓军

主译



WILEY

上海财经大学出版社

 广发期货 · 现代期货前沿译丛
GF FUTURES · FRONTIERS ON MODERN FUTURES

商品交易顾问

——风险、业绩分析与选择

[美] 格雷格·格雷戈里乌 等 著
(Greg Gregoriou)

田晓军 主译

 上海财经大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

商品交易顾问:风险、业绩分析与选择/(美)格雷戈里乌(Gregoriou, G.)等著;田晓军主译. —上海:上海财经大学出版社,2007.8

(广发期货·现代期货前沿译丛)

书名原文:Commodity Trading Advisors: Risk, Performance Analysis, and Selection

ISBN 978-7-81098-848-3/F·793

I. 商… II. ①格… ②田… III. 期货交易-研究 IV. F713.35

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2007)第 004185 号

☐ 责任编辑 史亚仙
☐ 封面设计 未 名
☐ 版式设计 孙国义

SHANGPIN JIAOYI GUWEN

商品交易顾问

——风险、业绩分析与选择

[美] 格雷格·格雷戈里乌等 著
(Greg Gregoriou)

田晓军 主译

上海财经大学出版社出版发行
(上海市武东路 321 号乙 邮编 200434)

网 址: <http://www.sufep.com>

电子邮箱: webmaster@sufep.com

全国新华书店经销

上海市印刷七厂一分厂印刷

上海远大印务发展有限公司装订

2007 年 8 月第 1 版 2007 年 8 月第 1 次印刷

787mm×1092mm 1/16 29.5 印张(插页:1) 383 千字

印数:0 001—4 000 定价:49.00 元

“广发期货·现代期货前沿译丛”

编委会

主任 肖成

副主任 田晓军
骆玉鼎
金德环

委员 郭晓利 郭树华
罗孝玲 戴天柱
罗满生 胡天存

策划 黄磊
袁敏

总 序

经过数年的清理整顿,中国期货市场自 2003 年起已经进入强劲复苏和规范发展的新阶段,期货品种的波动已经与国际市场同步,投资理念也受国外成熟市场的熏陶而逐渐发生变化,中国期货行业更是基本摆脱了持续多年的生存困境,尤其是以股指期货为先导的金融期货的推出,必将引起中国期货市场发生革命性的变更,中国的期货市场必将迎来蓬勃发展的新时代。

在中国期货市场步入规范化、市场化和国际化的发展快车道之际,无论是期货管理层、期货业者,还是期货投资者都迫切需要了解西方先进期货市场所积累的理论精髓和实践真谛。尽管市场对该领域的知识的需求非常迫切,但国内出版市场上相关内容的高质量图书总体上还是相当匮乏。

2007 年 3 月,广发期货公司取得中国证券监督管理委员会和中国香港地区证券期货监管部门的批准,成为中国期货业第一家以全资独立的形式设立香港分支机构的期货公司,迈出了期货业务的国际化步伐。同时,以“诚信、专业、创新、图强”为理念的广发

期货人也力图在吸收国外先进的期货投资理念方面做出自己的贡献,值得欣慰的是,经过一年多的辛勤工作,我们为市场奉献出了这套“广发期货·现代期货前沿译丛”。这套丛书内容前沿,选材颇具前瞻性,主题涵盖期货交易战略、资金管理策略、商品交易顾问和期货期权创新,反映了国际期货业发展的最新动态。本套丛书的引进和翻译出版对于国内期货市场而言无疑是恰逢其时。

需要指出的是,本套丛书不仅内容丰富,而且分析透彻,数据资料详实,或是具有很强的投资操作性,或是具有系统的理论探讨,或是投资领域的经典著作,或是期货业界最新认识的结晶,均是相关主题的上乘之作,在内容上也填补了国内同类图书的空白。尤其值得一提的是,丛书的作者普遍是美国期货界的资深专家、教授和商品交易顾问,丛书的译者也是以广发期货研究团队为主体的高级研究人员和国内著名高校学者。这套丛书的翻译出版,可以说是国际视野与本土智慧的一次有机结合,更是倾注了广发期货人对中国期货市场的高度历史责任感,如果能够满足业界和学界的需求,取得良好的社会效益,也算实现了我们的心愿。

广发期货公司总经理

肖成

2007年8月

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

译者前言

商品交易顾问(commodity trading advisor, CTA)是一个历史称谓,最初代指交易商品期货的投资顾问和商品投资基金(commodity pool);而今在期货投资领域,已经全面代指交易商品,或(和)交易金融衍生产品的投资顾问(trading advisor, TA)以及以商品期货或(和)金融衍生产品为投资对象的期货投资基金(futures fund),亦即管理型期货(managed futures)。因此,尽管本书的书名为《商品交易顾问——风险、业绩分析与选择》,但《期货投资基金——风险、业绩分析与选择》一名也许更能让广大中国读者明了其全面宗旨和真实内涵。

期货投资基金的兴起也许是进入 21 世纪以来最有影响意义的金融现象之一。传统上被归于“另类投资”的期货投资基金,在日益进入主流机构投资者的资产配置序列之际,也越来越多地受到主流研究方法的检验,其神秘面纱正在揭去。《商品交易顾问——风险、业绩分析与选择》正是一本为我们廓清期货投资基金关键认识的权威论文集。本书的高度在于,用主流研究方法和大

量的数据,检验了期货投资基金领域许多颇具争议的议题,对期货投资基金的实践与管理进行了诸多理论精炼和总结。对于尚处于起步阶段的中国期货界的管理者和投资者而言,本书尤其为我们提供了宽阔的视野和深邃的思路,值得我们仔细研读。

本书由广发证券公司投资自营部的田晓军主持翻译,第一章至第七章由上海证监局期货处的欧阳琛博士译出初稿,第八章至第十一章由汇添富基金管理公司的钱慧小姐译出初稿,第十二章至第十四章由广发证券公司研发中心的余晓宜小姐译出初稿,第十五章至第二十三章由中诚期货公司的覃扬眉小姐译出初稿,全书由田晓军多次通审校正,总纂定稿。尽管我们在翻译中已经尽己所能,但时间和水平所限,其中错误定然难免,因此恳请广大专业人士谅解。我们也将以此书的翻译为起点,把期货投资基金的研究更深入地向前探索!

田晓军

2007年8月于广州

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

序

本书的问世,是因为我们意识到,将一些定性或定量分析商品交易顾问(commodity trading advisors,CTAs)的管理型期货文章选编成集可能大有裨益,而且对该主题的现有书籍也是一个受欢迎的补充。此后的章节向读者介绍了许多有关正确选择和监管CTA的管理型期货范畴的重要问题。这些问题包括:管理型期货投资的业绩评估、基准和风险管理,管理型期货计划的评价和设计,CTA的管理和激励佣金,以及监管需要考虑的因素等。

本书所有章节由另类投资(alternative investment)领域的优秀学者和业者撰写。尽管一些章节本质上很技术化,但我们还是要求作者重点分析结果对管理型期货投资的影响所在,而不是纠缠于技术性问题本身。

因此,我们相信本书能够为有意在传统股票和债券组合之外加入CTAs的机构投资者、基金经理和高资产净值个人起到指导作用。

序

前言

诺贝尔经济学奖获得者 Harry Markowitz 于 1953 年提出的现代资产组合理论的关键结论之一是,通过在具有负的或低相关关系的各种资产类别之间进行分散化,能够产生更多的有效组合。各种资产类别的业绩贡献是相互独立的,不具有高度相关性。商品交易顾问(CTAs)一般与股票和债券市场显示出低的和负的相关性,有助于在波动的和下跌的市场中提供下跌保护。CTAs 利用私有的交易程序,在全球的期权和期货市场上买卖商品和金融期货,来完成管理型期货的交易。

什么使得 CTAs 与众不同? 他们有别于对冲基金和只做多的组合经理是因为,他们并不在股票或债券市场上追随趋势,而是力图抓住各种商品和金融期货市场上的机会。许多合格的投资者今天已经理解到了把 CTAs 纳入退休基金和机构资产组合的分散化益处。

近来的学术研究已经考察了把 CTAs 加入传统股票和债券组合的好处,认为 CTAs 能够降低组合的标准差,增加组合的风险调整后收益。不仅如此,在股票市场表现不佳期间,CTAs 常常取得

正的收益,为这些下跌时期提供了一个缓冲器。

无论股票市场上涨或下跌,CTAs 在两种环境下都能够提供正的收益。学术研究也证明了 CTAs 在下跌市场中的表现优于对冲基金。这一点至关重要,因为在过去的几年里,股票市场的波动性非常高,单靠对冲基金来寻求保护不可能产生最优的投资组合。



致 谢

感谢拉普特资产配置系统(Laporte Asset Allocation System, www.laportesoft.com)的 Richard E. Oberuc 和巴克莱交易集团(Barclay Trading Group, www.barclaygrp.com)的 Sol Waksman 为本书提供数据和软件。感谢 www.alternative.com 网站为本书提供 Extreme Metrics 和 HF Optimizer 软件。感谢机构投资者杂志公司的 Allison Adams 允许我们再版他们的一篇文章(第十八章)。也感谢专家集团(Peritus Group, www.peritus.ca)的 Chris Bonnet 先生和施内魏斯合伙公司(Schneeweis Partners)中的每个人。

此外,感谢约翰威利出版公司的高级金融编辑 Bill Falloon 和助理编辑 Liam Kuhn,没有他们的热情支持和建设性意见,本书不可能迅速出版。约翰威利出版公司的高级出版编辑 Alexia Meyers 给予了出色的编辑支持和严谨的书稿校审,我们也表示诚挚和热切的感谢。

致
谢

目 录

总序 1

译者前言 1

序 1

前言 1

致谢 1

第一篇 业 绩

第一章 管理型期货和对冲基金：天作之合 5

 引言 5

 管理型期货 7

 数据 8

股票、债券,加对冲基金或者管理型期货	10
对冲基金加上管理型期货	12
股票、债券、对冲基金和管理型期货	13
管理型期货造成的偏度下降	17
结论	19
 第二章 基准化 CTAs 业绩	 20
处理 CTA 指数的异质性	21
CTA 业绩简要观察	24
资产配置过程中的管理型期货:收益增进者、风险降低者, 还是两者兼备	27
CTAs 关键性业绩驱动因素概述	29
结论	33
 第三章 管理型期货业绩:持续性和收益来源	 34
引言	34
数据	35
业绩持续性回归检验	36
蒙特卡罗研究	38
作为后来收益指标的历史业绩	41
业绩持续性和 CTA 的特征值	44
收益相对于滞后收益的回归分析	50
投资于失败者有道理吗	51
应用含义	52
结论	53
 第四章 CTA 业绩、存活性偏误和解散频率	 55
介绍和文献回顾	55
数据库	57

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

存活性偏误	62
研究方法	66
业绩分析	68
业绩的持续性	77
解散频率	85
结论	88
 第五章 运用数据包络分析的 CTA 业绩评价	 91
介绍	92
风险测量和业绩评价	94
数据描述	100
方法	107
结果	111
结论	116
 第六章 市场条件变化中的 CTAs 业绩	 118
引言	119
数据和样本时期	120
解释 CTA 收益	125
业绩测量	138
结论	142
 第七章 使用数据包络分析的 CTAs 单一效率和交叉效率	 143
引言	143
方法	146
数据	152
实证结果	153
结论	158

第二篇 风险和管理型期货投资

第八章 大型对冲基金和 CTA 交易对期货市场波动率的影响	163
引言	164
数据	167
结论	196
第九章 测度管理型期货的买入波动率策略	198
引言	198
管理型期货业的简要回顾	199
一个买入波动率策略的阐释	201
拟合回归曲线	204
模拟投资组合	207
管理型期货的风险价值	211
运用买入波动率策略进行风险管理	213
结论	217
第十章 管理型期货风险测度方法之间的相互依赖性	218
文献的介绍和回顾	218
方法	220
数据	221
实证结果	222
结论	244
第十一章 使用三种另类资产管理收益分布中的下跌风险	245
引言	245



对下跌风险的描述	247
使用对冲基金管理下跌风险	249
使用商品期货管理下跌风险	253
结论	256

第三篇 管理型期货:投资、佣金与监管

第十二章 管理型期货的投资	259
引言	259
监管问题	264
套期保值者与投机者	266
风险管理	269
时间考虑	270
结论	273

第十三章 管理和激励佣金对 CTA 业绩的影响:一个注解	274
引言	274
CTA 的薪酬结构	275
数据	278
CTA 的薪酬变量和业绩表现	279
结论	284

第十四章 管理型期货基金以及其他信托产品:澳大利亚	
监管模式	285
引言	285
信托期货产品和管理型投资计划	290
结论	299

第四篇 计划评估、选择和收益

第十五章 如何设计商品期货交易计划	303
引言	303
交易发现	304
交易构造	308
组合构造	308
风险管理	311
杠杆度	314
对投资者整体资产组合的独特贡献	316
结论	320
第十六章 选择合适的 CTA: 一个或有要求权方法	321
引言	322
基于矩的效率测度	323
有效盈亏测度	325
使用的市场数据	327
结果	328
结论	332
第十七章 CTA 与资产组合分散化: 时间性研究	333
引言	333
CTAs	334
CTAs 和资产组合优化	342
结论	352
第十八章 CTA 收益的随机游走行为	353
引言	353

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

数据和方法	356
实证分析	358
结论	361
第十九章 收益增进的 CTA 分散化策略	363
引言	364
文献回顾	365
CTAs、对冲基金和基金之基金	367
数据和方法	368
发现和观察	369
发现结果分析	374
结论	381
第二十章 将 CTA 纳入资产配置流程：一个均值修正的 风险价值框架	382
引言	382
均值修正的风险价值框架	384
CTAs 的特征	385
将 CTAs 并入资产配置流程	387
结论	391
第二十一章 CTA 收益的 ARMA 模型	392
引言	392
方法	394
数据	395
结果	397
结论	401

第二十二章 CTAs 的风险调整后收益:使用修正的夏普比率

..... 402

引言 402

文献回顾 403

数据和方法 404

实证结果 405

结论 409

第二十三章 管理型期货的时间分散功能 411

引言 411

商品交易顾问 413

时间分散化 415

实证检验 417

结论 424

参考文献 425

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第一篇 业绩

第一章证明了一个在股票和债券组合中加入管理型期货如何能够比对冲基金更大程度和更快地降低组合标准差，而又不会出现配置对冲基金时经常出现的不如意结果。既包含对冲基金又包含管理型期货的投资组合则展现出了更好的分散化特性。

第二章提出了一个原创性的方法，旨在构建一个具有代表性和纯粹性的商品交易顾问(CTA)指数，这个指数关注投资者在资产配置过程中可能遇到的一些关键问题。以此指数作为参照，本章还分析了 CTAs 的收益特征以及投资者将 CTAs 纳入其全球化配置后能够获得改善的程度。

第三章研究了投资于 CTAs 的很多好处。过去的研究很少发现 CTAs 收益具有持久性的证据。但这可能是因为这些研究中使用的数据集太小并且使用的方法统计功能不强。本章使用了更大的数据集和多样化的统计方法以研究是否一些交易顾问或基金能够持续地保持业绩上的优势。分析数据来自公募基金、私募基金和 CTAs，并应用了四种不同的方法以评价业绩的持续性。

少量的业绩持续性被发现。当收益/风险测量被用于业绩测量时，则更为明显。所发现的持续性相对于数据中的噪音而言是较小的，因此需要使用准确的方法和长期的时间数据系列以恰当地选择基金或 CTAs。结果表明，使用长期或中期交易系统的 CTAs 比使用短期交易系统的 CTAs 具有更高的收益，同时具有更

高历史收益的 CTAs 趋向于收取更高的费用。收益与其最近的过去收益负相关,但从长期来看则是正相关。然而,当决定是否投入或抽出资金时,投资者更看重最近的收益水平。

第四章检验了很多学者和业者曾分析过的 CTA 业绩。然而,很少有研究试图求证 CTA 收益是否随时间存在显著差异。本章的研究利用业绩分析有史以来最大的数据库之一来考察 CTA 的业绩,以测定一些基金的经营业绩是否持续并显著地优于或差于市场平均水平。本章还分析了 CTAs 的存活性偏误现象以及这些基金的解散频率。

第五章将数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)运用到了 CTAs 的一个业绩评估框架中。DEA 方法能够通过建立一个多维有效前沿来将几个业绩测量方法整合为一个效率评分。前沿中的两个维度与标准的 Markowitz 均值—方差框架一致。增加的风险和收益维度包括偏度和峰度。本章还列举了一个分析效率评分决定因素的方法。在分别代表不同市场环境的时间框架中,针对 CTA 的收益,作者进行了效率评分相对于股票贝塔值、贝塔平方值、基金规模、基金经理的跟踪记录时间长度、投资风格(集中于市场)和策略(机动抉择与系统化)的 Tobit 回归分析。作者发现效率评分在两个时期中都与贝塔平方值负相关。结果还表明新的 CTAs(跟踪记录的时间较短的基金经理)趋向于具有更好的 DEA 效率评分。这一关系在 1998~2000 年期间最强,但在 2000~2002 年期间则统计上不显著。对于上述两个时期,基金规模与效率评分都不相关。

第六章研究了 1990~2003 年期间六个 CTA 指数的业绩,上述期间被划分为四个不同的市场趋势子期间以及三个极端市场事件。作者表明传统的多因素和多时点资产定价模型没有充分地描述 CTA 的收益。然而,通过选择一些适合的风险因素,相当比例的 CTA 收益能够被解释,并且每种交易策略的业绩异常能够被恰当地评价。



第七章使用基本的、交叉评估的和超级效率的 DEA 模型来评估 CTA 类别的业绩。随着 CTAs 数量的不断增长,为基金经理、机构投资者和高资产净值个人提供一个值得信赖的 CTA 业绩排序评价方法具有一定的迫切性。DEA 可以做到这一点,因为其不需要基准的优点,减轻了使用传统基准来研究非正态收益的困难。

•

第一章 管理型期货和对冲基金：天作之合

本章我们将研究管理型期货在股票、债券和对冲基金投资组合中可能充当的角色。就预期收益和相对有限的成本而言，我们发现在资产配置中加入管理型期货允许投资者实质性降低整体风险。除了较低的预期收益之外，管理型期货较之对冲基金是更为有效的分散器。将管理型期货加入股票和债券投资组合相比于将对冲基金加入同样的组合会更加迅速地降低组合的标准差，并且不会在偏度和峰度上产生不合意的副作用。通过将对冲基金和管理型期货共同纳入股票、债券投资组合，整体组合的标准差可以进一步地降低。只要管理型期货占比在 45%~50% 以上，另类资产配置将不存在偏度和峰度的负面影响。

引言

通常认为对冲基金向投资者提供了两种投资工具的优点：结

合了类似于股票的预期收益和类似于债券的风险。当过去的收益被简单估算并且风险被界定为基金收益的标准差时,这确实是真的。然而,最近的研究显示对冲基金的风险和相关特征远比股票和债券更加复杂。例如,Amin 和 Kat(2003)证明,尽管将对冲基金纳入一个传统的投资组合可能明显提高这个投资组合的均值一方差特征,但这也可以明显导致更低的偏度。当对冲基金被引入股票和债券组合中时,会出现额外的负偏度,形成了一个主要的风险,因为一个大的负收益能够抹掉多年谨慎经营的业绩。为了对冲这一风险,投资者需要拓展股票和债券之外的视野。Kat(2003)证明了股指卖出期权是如何能够被用来抵消对冲基金不合意偏度的。Kat(2004)证明一篮子对冲基金的卖出期权可以达成类似的目的。

当然,可能的补救方法并不仅限于此。任何具有适合(协)偏度特征的资产或者资产类别都可以被使用。管理型期货就是一个明显的候选者。管理型期货计划在本质上经常是趋势追随型的。本质上,这些计划所起的作用有些类似于期权交易者如何对冲一个卖出的看涨期权头寸。当市场上涨的时候,期权交易者风险敞口增加,反之亦然。在市场下跌时,通过撤出市场,管理型期货避免被卷入风险。因此,管理型期货的(协)偏度特征被认为或多或少与对冲基金的反。

在本章,我们将考察管理型期货如何与股票、债券和对冲基金相结合,以及在股票和债券组合中纳入对冲基金时,它们如何被用来控制产生不合意的偏度效应。我们发现管理型期货与股票、债券和对冲基金组合得非常完美,这种组合使得投资者在既定假设条件下,不用放弃太多的预期收益,就可以显著改善其组合的总体风险特征。



管理型期货

资产类别“管理型期货”(managed futures)是指被称为商品交易顾问(commodity trading advisors, CTAs)的职业基金经理所管理的基金,这些基金经理以全球期货和期权市场作为其投资领域来管理资产。管理型期货自 1948 年开始出现,第一个公募期货基金自此开始交易。这个行业从 20 世纪 70 年代晚期开始迅速发展。从那时起,管理型期货增长显著,目前估计有 400 亿~450 亿美元的管理资产。

投资者有三种方式可以参与管理型期货:

1. 投资者可以购买公募的商品(或期货)基金股份,这与投资于股票或债券共同基金类似;
2. 投资者可以将资金私下投资于“商品基金经营者”(commodity pool operator, CPO),商品基金经营者汇集资金,雇佣一个或多个 CTAs 来管理;
3. 投资者可以个人单独地直接雇佣一个或多个 CTAs 来管理其资金,也可以雇佣一个经理的经理(manager of managers, MOM)来为其选择 CTAs。

公募基金、私募基金和 CTAs 的最低投资限额要求变化相当大,因为直接的 CTA 投资途径只面向大额投资者开放。CTAs 收取与对冲基金类似的管理佣金和激励佣金(例如,2%的管理佣金加上 20%的激励佣金)。像对冲基金之基金^[1]一样,公募基金和私募基金还收取正常费用之外的额外费用。

最初,CTAs 限于交易商品期货(这解释了诸如“公募商品基金”、“商品交易顾问”或“商品基金经营者”等术语)。然而,随着货

[1] 投资于其他对冲基金的共同基金。——译者注

币、利率、债券和股指期货在 20 世纪 80 年代的引入,交易序列显著地扩大了。现在,CTAs 既交易商品期货也交易金融期货。许多 CTAs 采取相当技术化和系统化的方法来进行交易,但是其他一些则是选择更为依托基本面和更能机动抉择的交易方法。一些 CTAs 集中于特定的期货市场进行交易,诸如农产品、货币或者金属,但大部分是分散投资于各种市场。

对于我们的目的来说,管理型期货最重要的一个特征就是其趋势追随的性质。CTA 收益具有很强的趋势追随成分,这可以通过计算管理型期货收益和纯粹机械追随趋势策略收益的相关性得到证实。这样的策略之一是构成蒙特·卢卡斯管理(Mount Lucas Management, MLM)指数的基础,这一指数反映了在 25 种不同商品和金融期货市场上,基于移动平均线的纯粹机械的交易策略结果。MLM 指数和 CTA 收益的相关性估计一般是正相关并高度显著。

数 据

我们区分了四种不同的资产类别:股票、债券、对冲基金和管理型期货。股票可以使用标准普尔(S&P)500 指数代表,债券可以使用 10 年期的所罗门兄弟政府债券指数代表。对冲基金收益数据从当前可得的最大的对冲基金数据库之一 Tremont TASS 取得。在除去数据不完全和模糊的基金以及基金之基金后,我们处理的 2001 年 5 月的数据库包含了 1 195 个仍在经营的和 526 个已解散的基金的月度净收益(net-of-fee)数据。为了避免存活性偏差,我们建立了 455 个 7 年期的月度收益序列,这些数据开始于 1994 年存在的 455 个基金;为保证上述 455 个系列中数据的连贯性,我们在样本期内某个基金关闭之时随机从正在经营的基金中选择一个来代替,被选中的基金与关闭的基金具有同类型的投资

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

策略和相似的经营年限及规模。接下来,我们用随机取样方法建立了 500 个不同的相等权重的投资组合,每个投资组合包含 20 个对冲基金。通过这些投资组合的月度收益数据,我们计算出了收益的均值、标准差、偏度和峰度等统计量,并确定了每组统计量的中值。随后我们选择了样本统计量与前面提到的统计量中值最接近的投资组合。我们用这个“中值投资组合”来代表对冲基金。

管理型期货由 Stark 300 指数代表。这一资产权重指数由 Daniel B. Stark & Co. 数据库^[1]中 300 个顶级交易计划编纂构成。这 300 个顶级交易计划每季度根据其所管理的资产确定。当其中一个交易计划关闭的时候,考虑到存活性偏误问题,指数不会进行追溯调整。指数中所有 300 个 CTAs 根据其交易方法和交易的市场类别进行分类。目前,指数包含 248 个系统化交易者和 52 个机动抉择型交易者,交易计划中,169 个进行多样化投资,111 个只投资金融品种,9 个投资金融和金属品种,11 个投资非金融品种。

我们使用从 1994 年 6 月至 2001 年 5 月期间的月度收益数据。对于债券、对冲基金和管理型期货,我们使用样本均值作为预期未来收益的估计值。然而对于股票,我们假定每月 1% 的预期收益率,因为假定再出现 20 世纪 90 年代的牛市不太现实。在这些假定前提下,四类资产的基本收益统计数据显示在表 1.1 中。这个表表明管理型期货的收益相对于对冲基金来说具有更低的均值和更高的标准差。然而,管理型期货也显示出正的而非负的偏度以及更低的峰度^[2]。从相关性矩阵中,我们看到管理型期货与股票和对冲基金的相关性是非常低的。这意味着,只要没有诸如更低的偏度或者更高的峰度这样的副作用,管理型期货将成为非常好的分散器。这就是下面我们要更详细探讨的内容。

[1] 注意,相对于 MLM 指数,Stark 300 指数是一个真实的 CTA 指数。

[2] 样本期间,MLM 指数收益均值为 0.89%,标准差为 1.63%,偏度为 -0.81,峰度为 3.42。Stark 300 指数在偏度和峰度方面迥然不同于 MLM 指数。

表 1.1 标准普尔 500 指数、债券、对冲基金和
管理型期货的基本月度统计数据

	标准普尔 500 指数	债券	对冲基金	管理型期货
均值	1.00	0.45	0.99	0.70
标准差	4.39	1.77	2.44	2.89
偏度	-0.82	0.58	-0.47	0.45
超额峰度	1.05	1.45	2.67	0.21
相关性				
	标准普尔 500 指数	债券	对冲基金	管理型期货
标准普尔 500 指数	1			
债券	0.15	1		
对冲基金	0.63	-0.05	1	
管理型期货	-0.07	0.20	-0.14	1

股票、债券、加对冲基金或者管理型期货

给定对冲基金和股票收益之间的关系状态,我们研究对冲基金和管理型期货对两种不同投资者的影响。第一种是我们称之为 50/50 的投资者。这样的投资者总是在股票和债券上投资相等的额度。将对冲基金或管理型期货加入投资组合中时,50/50 的投资者将同等数量地减少股票和债券的持有量。这产生了 45%股票、45%债券和 10%对冲基金的投资组合,或者 40%股票、40%债券和 20%管理型期货的投资组合。第二种投资者,我们称之为 33/66 的投资者,总是以 1/3 资金投向股票和 2/3 资金投向债券的方式来分配资金。

我们分析中的第一步就是要分辨对冲基金和管理型期货与股票和债券相结合的方式有何差别。我们因此构建股票、债券和



对冲基金投资组合，以及股票、债券和管理型期货投资组合。表 1.2 显示了 50/50 投资者的基本收益统计数据。表 1.3 显示了 33/66 投资者的基本收益统计数据。从表 1.2 中我们看出，如果对冲基金资产配置份额增大，则组合的标准差和收益分布偏度都会剧烈下降，同时收益分布的峰度会增大。针对 33/66 投资者的表 1.3 也反映出类似的情况，不同的是偏度下降的速度明显更快。加入管理型期货的投资组合中情况有所不同。如果管理型期货资产配置份额增大，标准差下降的速度要比对冲基金投资组合更快。更值得注意的是，偏度是上升而非下降，峰度是下降而非上升。尽管(在已定假设前提下)对冲基金提供了一个稍高的预期收益，但从整体风险角度考虑，管理型期货是比对冲基金更好的分散器。

表 1.2 股票、债券和对冲基金或管理型期货的
50/50 投资组合收益统计数据

对冲基金					管理型期货				
对冲基金比例 (%)	均值	标准差	偏度	峰度	管理型期货比例 (%)	均值	标准差	偏度	峰度
0	0.72	2.49	-0.33	-0.03	0	0.72	2.49	-0.33	-0.33
5	0.73	2.43	-0.40	0.02	5	0.71	2.37	-0.28	-0.18
10	0.74	2.38	-0.46	0.08	10	0.71	2.26	-0.21	-0.30
15	0.76	2.33	-0.53	0.17	15	0.71	2.16	-0.14	-0.39
20	0.77	2.29	-0.60	0.28	20	0.71	2.08	-0.06	-0.42
25	0.78	2.25	-0.66	0.42	25	0.71	2.00	0.02	-0.40
30	0.80	2.22	-0.72	0.58	30	0.71	1.95	0.10	-0.32
35	0.81	2.20	-0.78	0.77	35	0.71	1.91	0.18	-0.20
40	0.82	2.18	-0.82	0.97	40	0.71	1.89	0.24	-0.06
45	0.84	2.17	-0.85	1.19	45	0.71	1.89	0.30	0.08
50	0.85	2.16	-0.87	1.41	50	0.71	1.91	0.34	0.19

表 1.3 股票、债券和对冲基金或管理型期货的
33/66 投资组合收益统计数据

对冲基金					管理型期货				
对冲基金比例 (%)	均值	标准差	偏度	峰度	管理型期货比例 (%)	均值	标准差	偏度	峰度
0	0.62	2.01	0.03	0.21	0	0.62	2.01	0.03	0.21
5	0.64	1.97	-0.05	0.13	5	0.62	1.93	0.09	0.17
10	0.66	1.93	-0.14	0.08	10	0.63	1.85	0.15	0.14
15	0.68	1.90	-0.24	0.04	15	0.63	1.79	0.22	0.15
20	0.69	1.87	-0.34	0.04	20	0.64	1.75	0.28	0.18
25	0.71	1.86	-0.43	0.09	25	0.64	1.71	0.34	0.24
30	0.73	1.85	-0.52	0.17	30	0.65	1.70	0.39	0.30
35	0.75	1.84	-0.60	0.31	35	0.65	1.70	0.42	0.36
40	0.77	1.85	-0.66	0.49	40	0.65	1.72	0.45	0.41
45	0.79	1.86	-0.71	0.70	45	0.66	1.76	0.47	0.43
50	0.80	1.89	-0.75	0.94	50	0.66	1.81	0.48	0.42

对冲基金加上管理型期货

下一步来研究对冲基金和管理型期货是如何相互结合的。这反映在表 1.4 中。把管理型期货加入对冲基金投资组合将对组合的预期收益产生下降压力,因为管理型期货的预期收益是低于对冲基金的。然而,从风险的角度看,管理型期货的益处又是非常显著的。从表 1.4 中我们看到,把管理型期货加入对冲基金组合将导致组合收益标准差非常明显地下降。当管理型期货份额达到 40% 的比例时,标准差由 2.44% 下降到 1.74%。当管理型期货份额为 45% 时,偏度迅速增加——由 -0.47 增加到 0.39,并且峰度也明显下降——从 2.67 降至 -0.17。为了在总体风险结构上获得显著改善,放弃 10 到 15 个基点的月度预期收益并非是不现实的代价。

英

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 1.4 对冲基金和管理型期货组合的收益统计数据

管理型期货比例	均值	标准差	偏度	峰度
0	0.99	2.44	-0.47	2.67
5	0.97	2.31	-0.37	2.31
10	0.96	2.18	-0.27	1.91
15	0.94	2.06	-0.15	1.46
20	0.93	1.96	-0.03	1.01
25	0.92	1.88	0.09	0.59
30	0.90	1.81	0.20	0.23
35	0.89	1.76	0.29	-0.01
40	0.87	1.74	0.36	-0.41
45	0.86	1.74	0.39	-0.17
50	0.85	1.76	0.39	-0.15

股票、债券、对冲基金和管理型期货

我们分析中的最后一步是使所有四类资产形成一个投资组合。我们分两步走。首先，我们将对冲基金和管理型期货结合成我们称之为另类的投资组合(alternatives portfolio)。然后我们将另类组合与股票和债券相结合。在 0%~100%的范围内，我们以 5%的步长改变管理型期货在另类组合内的资产配置比例，以及另类组合在整体投资组合内的资产配置比例。

没有管理型期货的情况下，另类组合配置比例的增加将明显提升预期收益水平。然而当管理型期货的配置比例增加时，预期收益将有所下降。这与前面的结果相一致，即对冲基金的预期收益是 0.99%，而管理型期货的预期收益只有 0.70%（见图 1.1）。就风险来看下面的图片非常有趣。图 1.1 和图 1.2 表明，对于

50/50以及 33/66 投资者,投资于另类投资组合将明显降低整体投资组合的收益标准差。然而,其降低程度取决于管理型期货在另类投资组合中的比例。令人惊讶的是,对于在 0%~20%区间的另类配置比例,最低的标准差是在没有对冲基金成分的情况下取得的,也就是,另类投资组合内 100%是管理型期货。然而,对于更高比例的另类组合配置,将对冲基金纳入另类组合还是有利的。这样做是有意义的,因为另类投资组合的最低的标准差出现在管理型期货占比在 40%~45%的情况下。我们可以在前面的表 1.4 中看到这一点。

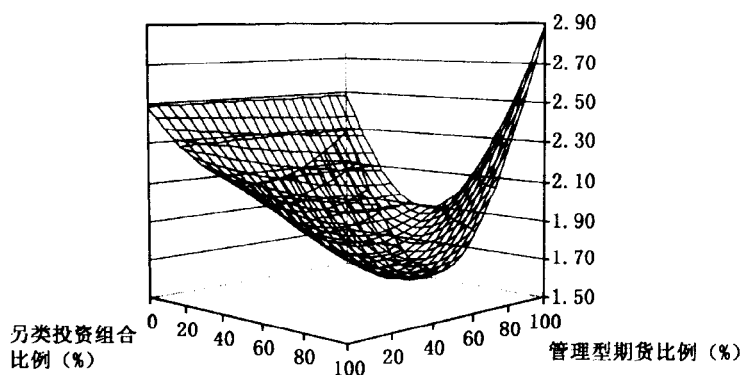


图 1.1 股票、债券、对冲基金和管理型期货的 50/50 投资组合的标准差

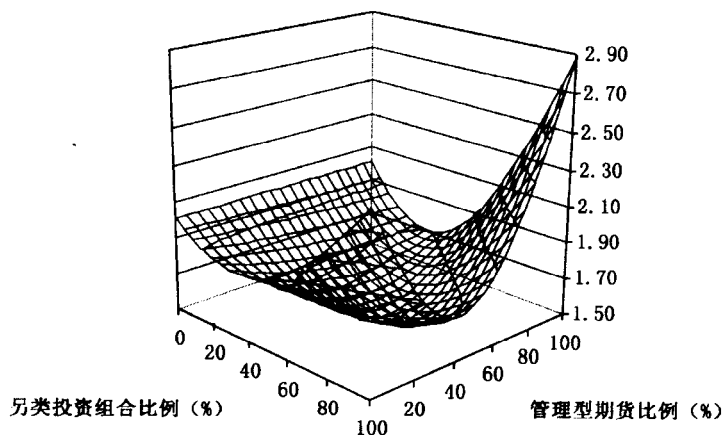


图 1.2 股票、债券、对冲基金和管理型期货的 33/66 投资组合的标准差

图 1.3 和图 1.4 分别显示出资产配置比例分别对 50/50 和 33/66 投资组合偏度的影响。从这些图上我们可以再一次看出, 没有管理型期货时, 另类投资组合配置比例的增加将导致偏度出现明显下降。然而, 另类组合中管理型期货的比例越高, 这种效果越趋于被抵消。当另类组合被引入时, 总体组合的收益偏度实际上在上升, 当管理型期货在另类组合中的比例超过 50% 时, 对冲基金的偏度效果完全被排除。最后, 图 1.5 和图 1.6 显示出资产配置比

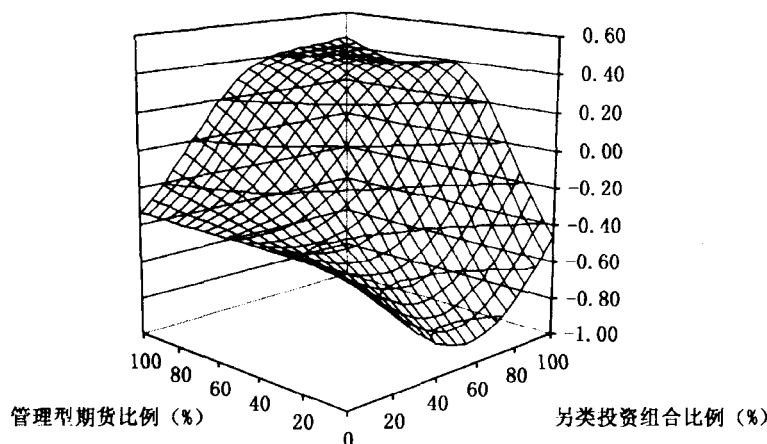


图 1.3 股票、债券、对冲基金和管理型期货 50/50 投资组合的偏度

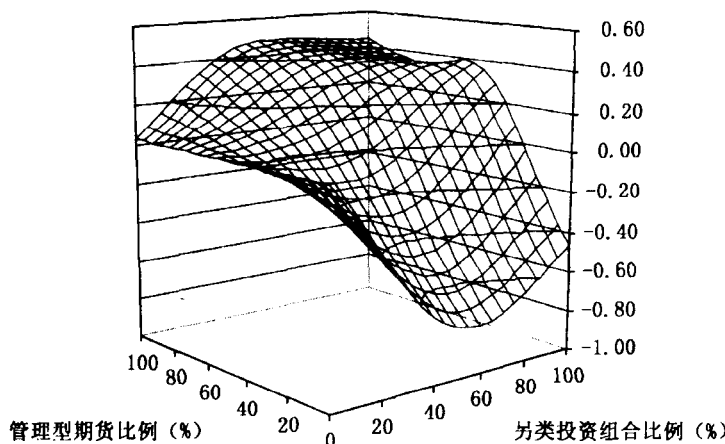


图 1.4 股票、债券、对冲基金和管理型期货 33/66 投资组合的偏度

例对峰度的影响。在没有对管理型期货进行配置时,随着另类组合比例的增加,峰度明显上升。然而,随着一定规模的管理型期货加入,情况就不是这样了,峰度实际上会随着另类组合配置比例的提高而下降。

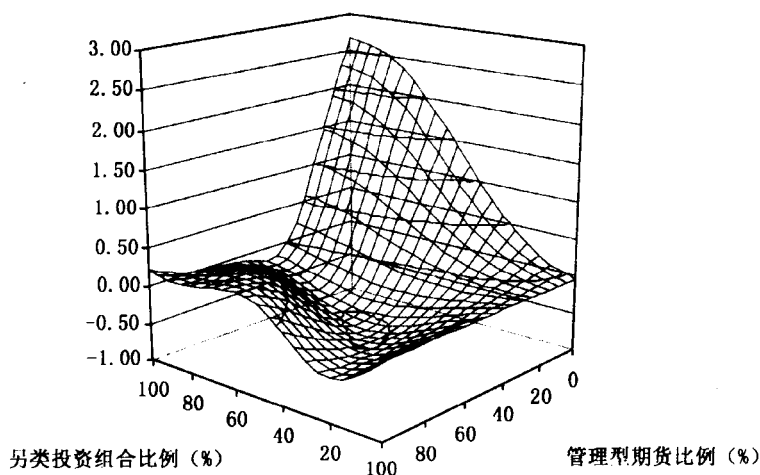


图 1.5 股票、债券、对冲基金和管理型期货 50/50 投资组合的峰度

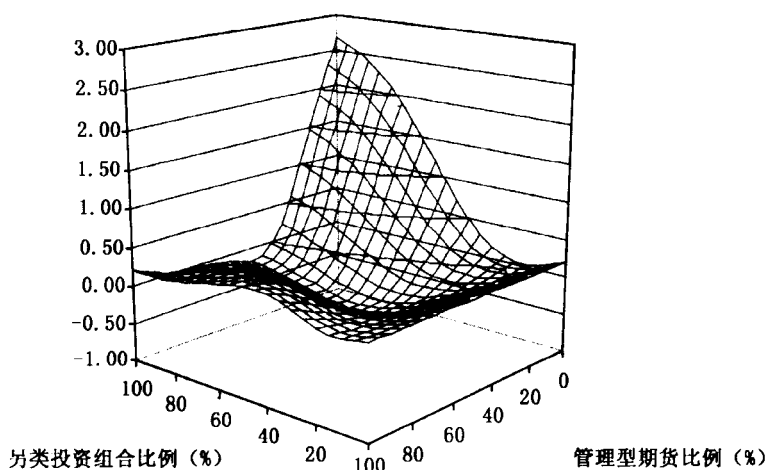


图 1.6 股票、债券、对冲基金和管理型期货 33/66 投资组合的峰度

综合来看,图 1.1 至图 1.6 表明,投资于管理型期货能够改进

总体投资组合的风险状态,其结果远好于仅配置对冲基金。给予管理型期货一定的配置不仅可以抵消对冲基金的不好的副作用,还可以促成风险的进一步降低。假定管理型期货提供了一个可以接受的预期收益,就放弃的预期收益来说,这样做付出的是一个非常低的代价。

为了确定这些发现具有一般意义上的正确性——即这些发现不仅仅是因为具体指数的选择——我们用许多其他 CTA 指数重复了这一过程,包括使用巴克莱集团(Barclay Group)计算出的不同指数。在所有情况下结果都非常相似,这表明,就管理型期货指数的选择来说,我们的结论是可靠的。

管理型期货造成的偏度下降

我们的发现促使我们产生疑问:使用管理型期货来消除对冲基金加入传统的股票和债券组合后产生的负偏度确切需要多少成本?为了回答这个问题,我们按照 Kat(2003)的同样程序来做。首先,我们要确定将整体组合偏度调回到对冲基金加入之前水平所需要的管理型期货配置比例,那时的偏度对于 50/50 投资者是 -0.33 ,对 33/66 投资者是 0.03 。接下来,我们调节(假定利率为 4%)因变化产生的投资组合以恢复标准差。表 1.5 和表 1.6 显示了产生的整体组合配置以及伴随的在预期收益(以年率为基础)和峰度上的变化。从表 1.6 看出,最优的投资组合是非常明显的。实际上,大量的管理型期货投资是通过借贷而融资的,并没有改变太多股票、债券和对冲基金的资产配置比例。有趣的是,对于较小的初始对冲基金配置比例,最优的对冲基金和管理型期货的配置比例差不多是相等的。这对于 50/50 以及 33/66 投资者来说都是真的。

表 1.5 股票、债券、对冲基金、管理型期货和现金

50/50 投资组合配置及其均值、峰度上的变化

(偏度为 -0.33, 标准差如表 1.2 中第三列所示)

初始对冲 基金比例 (%)	股票比例 (%)	债券比例 (%)	对冲基金 比例 (%)	管理型 期货比例 (%)	现金比例 (%)	年平均 收益	峰度变化
0	50.00	50.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	47.42	47.42	4.99	5.48	-5.30	0.66	-0.18
10	44.71	44.71	9.94	9.95	-9.30	1.15	-0.34
15	41.99	41.99	14.82	13.60	-12.40	1.53	-0.50
20	39.34	39.34	19.67	16.55	-14.90	1.83	-0.66
25	36.67	36.67	24.45	18.91	-16.70	2.05	-0.82
30	34.09	34.09	29.22	20.80	-18.20	2.23	-0.98
35	31.55	31.55	33.98	22.33	-19.40	2.37	-1.15
40	29.06	29.06	38.75	23.32	-20.20	2.46	-1.31
45	26.61	26.61	43.54	24.04	-20.80	2.53	-1.46
50	24.25	24.25	48.50	24.40	-21.40	2.60	-1.59

表 1.6 股票、债券、对冲基金、管理型期货和现金

33/66 投资组合配置及其均值、峰度上的变化

(偏度为 0.03, 标准差如表 1.2 中第三列所示)

初始对冲 基金比例 (%)	股票比例 (%)	债券比例 (%)	对冲基金 比例 (%)	管理型 期货比例 (%)	现金比例 (%)	年平均 收益	峰度变化
0	33.33	66.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	32.08	64.16	5.07	6.70	-8.00	0.98	-0.07
10	30.54	61.07	10.18	12.71	-14.50	1.79	-0.15
15	28.83	57.66	15.26	17.96	-19.70	2.44	-0.22
20	26.99	53.99	20.25	22.37	-23.60	2.93	-0.31
25	25.11	50.22	25.11	26.06	-26.50	3.29	-0.42
30	23.21	46.41	29.84	29.04	-28.50	3.53	-0.56
35	21.32	42.63	34.44	31.41	-29.80	3.69	-0.73
40	19.47	38.94	38.94	33.15	-30.50	3.76	-0.93
45	17.65	35.29	43.31	34.35	-30.60	3.76	-1.15
50	15.85	31.71	47.56	35.18	-30.30	3.70	-1.38

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

观察预期收益上的变化,我们看到,作为管理型期货加入以及随后调整的结果,预期收益实际上是增加了而不是下降了。从最后一列我们还看到,伴随着峰度的明显下降,预期收益在上升。这与 Kat(2003,2004)的结果相比非常令人鼓舞,Kat 的文章证明,通过股票指数或者对冲基金的卖出期权来降低偏度的成本是非常大的。

结 论

本章研究了管理型期货在股票、债券和对冲基金投资组合内可能充当的角色。我们发现配置管理型期货将使投资者以有限的成本取得非常显著的整体性风险降低的效果。尽管预期收益较低,但管理型期货似乎是对对冲基金更为有效的分散器。将管理型期货加入股票和债券的投资组合将减少投资组合的标准差,这比只有对冲基金要更加有效,并且不会对偏度和峰度产生不良的影响。然而,这并不意味着对冲基金是多余的。通过对对冲基金和管理型期货一起与股票、债券相结合,整体投资组合的标准差可以被进一步降低。只要另类组合中管理型期货的比例在 45%~50%以上,组合的偏度和峰度将不存在负面影响。假定对冲基金将持续提供比管理型期货更高的收益,纳入对冲基金在一定程度上将有助于提升整体投资组合的预期收益。

作者:Harry M. Kat

第二章 基准化 CTAs 业绩

2000年3月,因特网泡沫的破灭使得传统市场指数(股票、债券等)陷入混乱之中,留给大多数机构投资者的印象是分散化投资在投资者最需要的时候或者是在市场剧烈下滑的时候并没有起到作用^[1]。但同时,大多数另类投资工具(例如,对冲基金、CTAs、房地产等)却显示出具有吸引力的收益水平。它们得益于来自高资产净值个人(high-net-worth individuals, HNWI)和机构投资者的大量资本流,这些个人和机构投资者都在寻找能够改善投资组合分散化的投资工具。与此同时,最近很多学者和业者的研究已经证明了通常投资于另类投资工具,特别是投资于对冲基金的好处(Amenc, Martellini and Vaissié 2003; Amin and Kat 2002, 2003b; Anjilvel Boudreau, Urias and Peskin 2000; Brooks and Kat 2002; Cerrahoglu and Pancholi 2003; Daglioglu and Gupta 2003a; Schneeweis, Karavas and Georgiev 2003)。

[1] Longin 和 Solnik(1995)提供了不同国家股市在美国股市急剧下跌时相关系数趋向于1的证据。

赏

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

然而,由于出现在对冲基金数据库里“自然的”(存活性/选择性和“欺骗性”(追溯/权重设计)偏误(Fung and Hsieh 2000, 2002a),对于对冲基金收益的精确估计仍具有挑战性。对冲基金收益测量的挑战性已经被对冲基金内的异质性所例证,这是一个现在已经被证明了的问题(Amenc and Martellini 2003; Vaissie 2004)。如 Amenc 和 Martellini (2003)所证明,代表相同投资风格的指数间的相关性在股票市场中性时期可能低至 0.43,在股票市场单边时期(equity long short)可能低至 0.46。这个事实可能使投资者对于另类投资策略的业绩产生困惑。或许更令人惊讶的是,指数的异质性也可能是 CTAs 所要关注的,我们将在下面的部分讨论处理 CTA 指数的异质性。对于投资者来说,特别注意选择适当的用来基准化业绩的指数并评价这些指数对于风险因素的暴露程度是非常重要的。为了回应投资者的预期,本章里我们将展示一种原创性(original)的方法来构建一个纯粹的、有代表性的 CTA 指数(也称为 Edhec CTA 全球指数;后面简称 Edhec CTA 指数)。我们将使用 Edhec CTA 指数来分析 CTA 的收益特征和投资者把 CTA 纳入其全球资产配置后的改善程度。最后,我们将导出一个五因素模型来识别驱动 CTA 业绩的潜在风险因素。

处理 CTA 指数的异质性

较之对冲基金,管理型期货倾向于交易更具有流动性的资产,而且管理型期货必须在商品期货交易委员会(CFTC)注册,因此,人们可能预计不同的管理型期货指数将表现出可被忽略的异质性。然而,情况并非如此。1998 年 1 月至 2003 年 9 月期间,市场

上可以得到的不同指数间^[1]的相关性是 0.94, 其间两个指数的月度收益差别可以高至 7.5%, 这发生在 2000 年 9 月标准普尔指数 (13.50%) 和巴克莱 CTA 指数之间。相应的平均月度收益差别是 2.9%。这清楚地显示, 管理型期货指数无法免除“自然的”和/或“欺骗性”的偏误。如 Posthuma 和 Van der Sluis(2003)所证明, 追溯偏误对于 CTA 甚至比对冲基金还要高(3.3%对 2.23%)。也许令人惊讶, Liang(2003)就存活性偏误也得出了同样的结论, 证明了 CTA 的存活性偏误明显更高(5.85%对 2.32%)。

表 2.1 列举了指数构造方法中异质性的后果以及根据风险因素暴露程度所作的基金选择。为了提出有限的风险因素集合, 我

表 2.1 CTA 指数风险因素暴露中的异质性, 1999 年 9 月至 2003 年 9 月

风险因素	CSFB	标准普尔	巴克莱	HF NET	CISDM
常项	4.52E-03	6.78E-03	2.93E-03	8.04E-03	4.27E-03
t 统计量	1.1	1.1	1.0	2.5	1.5
标准普尔 500 指数	-0.21			-0.09	
t 统计量	-2.8			-1.3	
雷曼全球美国国库券	0.89	1.49	0.67	0.76	0.71
t 统计量	2.9	3.6	3.3	3.3	3.5
雷曼高收益		-0.39	-0.13	-0.21	-0.12
t 统计量		-2.0	-1.4	-1.7	-1.3
美元兑主要货币	-0.69	-0.54	0.18	-0.46	-0.44
t 统计量	-2.2	-1.2	1.7	-2.0	-2.1
美元兑日元	-0.54	-0.55	-0.20	-0.40	-0.39
t 统计量	-2.8	-2.0	-1.9	-2.7	-2.9
高盛商品指数	0.21	0.26	0.14	0.16	0.13
t 统计量	3.3	2.7	3.0	3.2	2.8
VIX 变化				-0.03	
t 统计量				-1.4	

[1] 例如, CSFB/Tremont 管理型期货指数, CISDM 合格交易顾问全球指数, HF NET CTA/管理型期货平均指数, 巴克莱 CTA 指数和标准普尔管理型期货指数。

们选择了 16 个与管理型期货所实施的策略相关的因素,即股票、债券、利率、货币和商品因素。我们于是使用后向输入程序来进行逐步回归,这是为了避免一些多重共线性问题以及保持足够的自由度。其中四个因素对于所有指数来说是相同的[雷曼全球美国国库券,美元兑主要货币,美元兑日元和高盛商品指数(Goldman Sachs Commodity Index, GSCI)],但是相应的风险暴露程度证明是非常不同的。相对于雷曼全球美国国库券,标准普尔指数取得了 1.49 的贝塔值,而巴克莱指数则是 0.67。同样,相对于美元兑主要货币,CSFB 指数具有 -0.69 的贝塔值,而巴克莱指数则是 0.18。只有两个指数(CSFB 和 HF NET)似乎对于标准普尔 500 指数表现出明显的风险暴露,只有一个指数(HF NET)对于 VIX (标准普尔 500 指数的隐含波动率)的变化有类似情况。

由于指数的选择可能对于整体投资流程(从策略配置到业绩评价和归因分析)将产生重要影响,投资者应该了解并处理那些风险暴露因素的差异。接下来,我们将提出一个用于解决上述问题的指数构建方法。注意,这一方法由 Amenc 和 Martellini (2003) 首先介绍,现在被用来构造 Edhec 另类指数^[1]。

假定不可能客观决定最好的现存指数,一个自然的想法就是使用一些竞争性指数组合(例如市场上可以得到的 CTA 指数)来概括出这些指数中共有的信息。一个直接的方法就是计算一个相等权重的所有竞争指数的组合。因为竞争性指数基于不同的 CTAs 集群,所以指数组合比任何竞争指数所概括的信息都要详尽。我们按此逻辑更进一步,在最大比例的方差可被解释的情况下,建议使用因子分析(factor analysis)形成一个对冲基金指数集合,这些指数是给定风格下对所传达的一维信息的可能最好概括。从技术上说,这等于使用了竞争性指数的主成分分析(Principal

[1] 关于 Edhec 另类指数构建方法的进一步细节可以在 www.edhec-risk.com 中找到。

Component Analysis)的前件(first component)。Edhec CTA 指数因此能够获取竞争性指数所包含的很大一部分信息。

一方面,由于没有意味着较低信息损失的其他竞争指数的线性结合,作为因子分析中前件形成的 Edhec CTA 指数有一个内置的最优化元素。另一方面,由于竞争指数受测量偏差影响各异,寻找一个方差可以被最大程度解释的竞争性指数的线性组合无疑将促成偏差的最小化。最终,Edhec CTA 指数趋向于随时间变化而非常稳定,并易于复制。

CTA 业绩简要观察

表 2.2 给出了 Edhec CTA 指数、标准普尔 500 指数和雷曼全球债券指数的一个比较性总览。因为平均收益略胜于标准普尔 500 指数(0.73%对 0.50%),同时方差与雷曼全球债券指数相近(0.84%对 0.14%),Edhec CTA 指数的夏普比率明显高于股票和债券指数(0.72 分别对 0.21 和 -0.39)。就风险调整后的业绩来说,因为下行风险有限(例如 0.49%对标准普尔 500 指数的 1.85%),当考虑 Sortino 比例时,Edhec CTA 指数的优势甚至更加明显(11.01 对 1.05 和 -8.11)。Edhec CTA 指数在 57%的月份中具有正收益,平均收益是 2.52%,43%的负收益月份的平均损失是 -1.62%。更值得关注的是,Edhec CTA 指数表现出比股票和债券指数更小的最大连续损失。

考虑到极端风险,Edhec CTA 指数在修正的风险价值(value at risk, VaR,此处也被称作 Cornish Fisher 风险价值^[1])上更接近于债券指数而非股票指数,其中修正的 VaR,Edhec CTA 指数为

[1] 参见 Favre 和 Galeano(2002b)关于修正的 VaR 的详细信息及其在对冲基金上的应用。

贵

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 2.2 Edhec CTA 全球指数的基本统计属性。

1997 年 1 月至 2003 年 9 月

	Edhec CTA 全球指数	标准普尔 500 指数	雷曼全球 债券指数
月度平均收益	0.73%	0.50%	0.06%
月度收益中值	0.65%	0.76%	0.12%
月度收益最大值	6.91%	9.67%	2.15%
月度收益最小值	-5.43%	-14.58%	-3.94%
最大连续损失	-5.43%	-20.55%	-6.75%
超额峰度	-0.10	-0.28	1.44
偏度	0.15	-0.43	-0.76
盈利月份所占比例	56.79%	55.56%	54.32%
盈利率均值	2.52%	4.32%	0.83%
亏损月份所占比例	43.21%	44.44%	45.68%
亏损率均值	-1.62%	-4.27%	-0.85%
年化的月度标准差	9.17%	17.94%	3.75%
年化的月度方差	0.84%	3.22%	0.14%
年化的月度半方差	0.39%	1.76%	0.08%
月度下跌风险(最小可接受收益 率=无风险收益率*)**	0.49%	1.85%	0.12%
VaR(99%)	-6.89%	-12.55%	-2.58%
修正的 VaR(99%)	-6.52%	-13.49%	-3.31%
夏普比率	0.72	0.21	-0.39
Sortino 比率(最小可接受收益 率=无风险收益率*)	11.01	1.05	-8.11

注:*无风险利率通过计算 1997 年 1 月至 2003 年 9 月期间三个月期 LIBOR 平均值得来,即 4.35%。

**这一指标也被作为更低的部分二阶矩。

-6.52%,标准普尔 500 指数为-13.49%,雷曼全球债券指数为-3.31%。由于风险自第二阶矩向第三阶矩和第四阶矩转移,低波

动性策略经常形成对于极端风险的较大暴露,这是非常有趣的性质。我们的分析表明 CTAs 并不是这样。

为了解释风险调整后业绩评价中极端风险的出现,我们建议计算 CTA 指数的 Ω 比例(Keating and Shadwick 2002):

$$\Omega(MAR) = \frac{\int_a^b [1 - F(x)] dx}{\int_a^b [F(x)] dx}$$

其中, $F(x)$ = 累积分布函数;

MAR (最小可接受收益) = 收益/损失的极值;

$[a, b]$ = 界定的资产收益分布的区间。

这个业绩评测指标具有吸引人之处,因为它并不要求指定基础资产的分布函数或者就投资者偏好做任何假定。它因此能够解释非正态分布函数中出现的厚尾。图 2.1 将 Edhec CTA 指数与股票和债券指数的 Ω 比例进行了比较。在达到一个不恰当的每年 18% 左右的损失极限之前,Edhec CTA 指数再一次提供了比标准普尔 500 指数和雷曼全球债券指数更好的收益/损失比例,这在单独使用的基础上肯定了 CTA 风险调整后业绩的优越性。

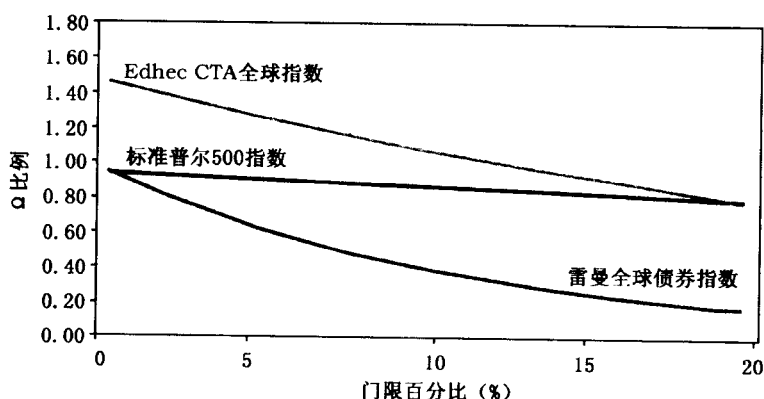


图 2.1 作为收益/损失极值函数的 Ω 比例

资产配置过程中的管理型期货： 收益增进者、风险降低者，还是两者兼备

在独立使用的基础上，CTAs 提供了较传统资产类别更好的风险调整后业绩，因此可以被用做增进收益的工具。然而，投资者一般期望另类投资工具，特别是 CTAs，能够在组合环境中具有效率。为了评估 CTAs 能够在多大程度上改善投资组合的分散性，我们将研究 Edhec CTA 指数和 8 个指数（标准普尔 500 指数、标准普尔 500 增长指数、标准普尔 500 价值指数、标准普尔小级别股票指数、雷曼全球国库券/高收益/投资级别/全球债券指数）以及由 50% 股票（例如，标准普尔 500 指数）和 50% 债券（例如，雷曼全球债券指数）构成的平衡型投资组合之间的条件相关性。我们将我们的样本（从 1999 年 9 月到 2003 年 9 月的月度收益）分成三个子样本（低、中、高三部分）。低的子样本对应滤波指数中走势最差（bearish）的月份，高的子样本则对应走势最好（bullish）的月份。然后我们针对每一个子样本计算 Edhec CTA 指数和其他指数的相关性。如表 2.3 所示，Edhec CTA 指数与股票和债券的相关性在高子样本中要系统性地比在低子样本中高。惟一的例外是与标准普尔 500 增长指数的相关性，在市场下跌时略微更低一些。表中一个重要的特征是在各种市场情况下，Edhec CTA 指数与雷曼全球债券指数的相关性趋向始终保持稳定。还值得注意的是 Edhec CTA 指数在大熊市中与股票指数呈现出系统性的负相关关系。除此之外，如表 2.3 所示，与股票和债券指数的相关性趋向于“好”或者“稳定”。不存在单个相关性在低子样本中明显低于高子样本的情况。这导致 CTA 指数相对于股票主导的指数表现出类似看跌期权（put option-like）的回报（例如，在市场下跌时负相关，产生高的正收益；在市场上涨时低的负相关，产生轻微的负收益），同时相对

于大部分债券主导的指数表现出类似跨式(straddlelike)的表现。也就是说,CTAs可以扮演投资组合保险者的角色。这个带有相对较低波动性的有趣特征表明,CTAs不仅是收益增进者,而且还是风险降低者。

表 2.3 Edhec CTA 全球指数与股票和债券指数的条件相关性,1999 年至 2003 年

	与 Edhec CTA 全球指数的相关性			相关性趋向	t 统计量
	低	中	高		
标准普尔 500 指数	-52.92%	0.53%	-24.79%	好	(1.16)
标准普尔 500 价值指数	-49.55%	6.56%	-11.77%	好	(0.96)
标准普尔小级别股票指数	-46.37%	13.03%	12.29%	好	(1.26)
雷曼高收益指数	-62.96%	29.75%	-17.31%	好	(-0.19)
平衡型组合(50%股票+50%债券)	-45.04%	18.04%	11.90%	好	(1.00)
标准普尔 500 增长指数	-28.47%	6.61%	-29.54%	稳定	(1.95)*
雷曼全球债券指数	23.59%	20.52%	25.60%	稳定	(-3.50)*
雷曼全球国库券指数	26.31%	-7.71%	36.30%	稳定	(-4.40)*
雷曼投资级别指数	18.79%	-41.99%	39.83%	稳定	(-3.93)*

注:当高子样本与低子样本之间的相关性差异大于(低于)25%(-25%)时,Edhec 指数与基准之间的相关性被认为是好(差)的相关性。当相关性差异在-25%~25%之间,相关性被认为是稳定的。

* 显著性水平为 5%。

如果 CTAs 在提供良好的分散化可能的同时也表现出具有吸引力的风险调整后收益,这将于图 2.2 中有效前沿向左上角的转移得到反映。注意,考虑到极端风险,我们将风险这一维度界定为 1%显著性水平的修正风险价值。比较股票和债券组合(标准普尔 500 指数+雷曼全球债券指数)的有效前沿和带有 CTAs 的平衡型组合(平衡型组合+Edhec CTA 全球指数)的有效前沿(在图 2.2 中两者都由虚线表示),显然,CTAs 既能降低平衡型组合的风险又



能提升其业绩。这一事实将鼓励投资者重新考虑他们对于 CTAs 的战略配置。然而,为了挖掘出 CTAs 在最优状态下的分散化潜力,投资者需要充分理解 CTAs 与传统资产类别的差异。这样一种理解自然意味着要更好地掌握驱动其业绩的风险因素。

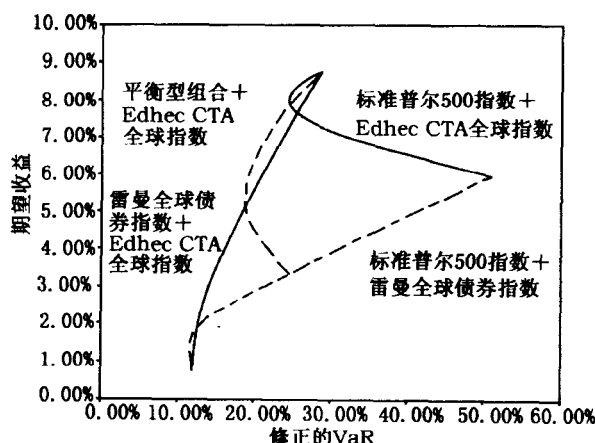


图 2.2 有效前沿,1997 年 1 月至 2003 年 9 月

CTAs 关键性业绩驱动因素概述

无论是在独立的基础上还是在投资组合中,CTAs 都具有富有吸引力的特性。然而,为了最好地配置 CTAs,投资者需要知道驱动其业绩的风险因素。为此,投资者可能会就一个随机选择的 CTA 指数中的数十个风险因素进行分析。这将明显导致样本调整方差 R^2 偏高,结果的可靠性肯定会降低。因为不同的 CTA 指数依赖于不同的数据库并且根据不同的方法构造,所以其收益很有可能受到不同风险暴露因素的影响(见表 2.1)。为了解决无用数据较多的问题,我们将重点关注表 2.1 中用于因素分析的相同的 16 个被选因素。然后我们运用后向输入程序来进行逐步回归。为了回避指数异质问题,我们对 Edhec CTA 指数进行分析。这样做

的好处有两个方面：首先，就构建而言，指数更具投资领域的代表性；其次，不太容易出现诸如存活性、追溯性或者过期价格等测量偏差。第二点至关重要，因为，如 Asness、Krail 与 Liew(2001)和 Okunev 与 White(2002)文中所证，偏差，特别是过期价格偏差，可能在风险因素暴露测量中造成明显向下的偏差。我们应该能够识别 Edhec CTA 指数中的更纯粹的风险暴露因素。

如表 2.4 所示，Edhec CTA 指数暴露于五个主要风险因素之下：一个是股票市场因素(标准普尔 500 指数)，一个是债券市场因素(雷曼全球美国国库券)，两个是货币因素(美元兑主要货币和美元兑日元)，以及另一个商品因素[高盛商品指数(GSCI)]。最重要的因素证明是 GSCI，这一指数强调 CTAs 对于商品市场一直普遍(still-prevalent)的风险暴露。由于在雷曼债券指数上为多头部位，CTAs 也表现出对利率的强烈风险暴露。其他统计上显著的因素是与外汇交易市场相关的因素，系数表明 CTAs 在分析期内持有美元(特别是兑日元)的净多头头寸。并不令人惊讶，指数的收益与标准普尔 500 指数是负相关的，这与 CTAs 在市场大跌中取得最好业绩的事实相一致。

表 2.4 Edhec CTA 风险暴露因素，1999 年 9 月至 2003 年 9 月

风险因素	Edhec	<i>t</i> 统计量
常项	4.54E-03	1.5
标准普尔 500 指数	-0.11	-2.0
雷曼全球美国国库券	0.69	3.1
美元兑主要货币	-0.47	-2.0
美元兑日元	-0.41	-2.8
高盛商品指数	0.17	3.5
调整后的 R^2	0.42	

为了验证上述风险因素的影响，我们研究 Edhec CTA 指数在风险因素业绩水平下的平均表现。对于选择的五个因素，我们再



次将样本分成三个子样本,分别对应于走势最差(bearish)(低)、走势稳定(stable)(中)和走势最好(bullish)(高)的月份。结果汇总在表 2.5 中。在最后一列中的 t 统计分别对应低与中、中与高以及低与高子样本平均值之间差额的检验值。达到 5%水平的统计显著的差额都注有星号。有趣的是,低子样本和中子样本之间平均收益的差额五次中有四次是显著的。同样,值得注意的是,Edhec CTA 指数在低子样本内获得的平均收益四个中有三个特别高。当考虑到股票风险因素(例如,标准普尔 500 指数)时,这是特别真实的,这也证实了 CTA 类似投资组合保险的事实(例如,持有标准普尔 500 指数看跌期权中的多头头寸)。还值得关注的是 Edhec CTA 指数的回报类似于在货币风险因素上持有看跌期权的多头头寸和在高盛商品指数上持有看涨期权的多头头寸。我们于是得出结论:Edhec CTA 指数的业绩明显地受到所选风险因素变动的影响。

表 2.5 Edhec CTA 指数的条件业绩,1999 年 9 月至 2003 年 9 月

	低	中	高	t 统计量
标准普尔 500 指数	2.40% ^a	-0.86%	0.49% ^b	5.30 [*] / -1.81 [*] / 1.92 [*]
雷曼全球美国国库券	-1.09% ^c	0.59% ^b	2.44% ^a	-1.79 [*] / -2.34 [*] / -3.97 [*]
美元兑主要货币	1.78% ^a	-0.38% ^c	0.59% ^b	2.55 [*] / -1.47 / 1.19
美元兑日元	1.39% ^a	-0.26% ^c	0.86% ^a	2.02 [*] / -1.17 / 0.69
高盛商品指数	0.02% ^b	0.34% ^b	1.59% ^a	-0.25 / -1.71 / -1.39

注:a 高于平均值。

b 低于平均值但为正。

c 低于平均值且为负。

^{*} 显著性水平为 5%。

但还是谨慎为妙。即使 CTA 经理通常持续投资于同一市场并遵循同样的投资策略,为了利用宏观经济趋势,他们也可能参与各种因素的时机选择策略。换言之,他们倾向于根据预期增加或减少他们对于特定市场的风险暴露,这又可能反过来导致风险暴

露因素的变化。为了说明这个现象,我们使用 1999 年 9 月至 2001 年 8 月的两年滚动窗口数据进行回归运算,每次做一个非叠加观察。这样我们就得到从 2001 年 9 月至 2003 年 9 月的贝塔数据,结果如图 2.3 所示。很有趣的是,尽管随时间有所变动,但针对雷曼全球美国国库券指数的风险暴露在整個时期内一直保持较高水平(1.00 左右)。这与标准普尔 500 指数的贝塔值形成了反差,标准普尔 500 指数的贝塔值直到 2003 年 4 月都在一个稳定的下降趋势中保持相对较低的水平(0 左右)。对高盛商品指数的风险暴露对称于标准普尔 500 的贝塔值,自 2003 年 1 月至 2003 年 9 月表现出向上的趋势。同样,在分析期内,CTA 经理逐渐提高美元相对日元升值的预期,同时在美元兑其他主要货币的汇率上持相反预期。在投资于 CTA 时,投资者必须明确意识到这种随时间变化的效应。

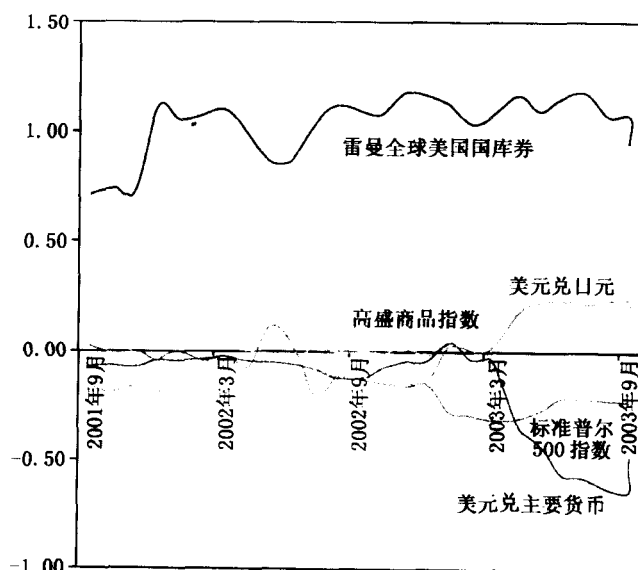


图 2.3 Edhec CTA 指数风险暴露因素的变化,
1999 年 9 月至 2003 年 9 月

从这个分析中可以得出三个结论:

1. 选择的五个风险因素可以解释 Edhec CTA 指数变化的显著部分。

2. Edhec CTA 指数对这些风险因素的暴露表现为非线性。

3. 风险暴露因素随着时间变化而变动,表明诸如我们使用的那种多因素模型可能不适合业绩测评。

如文献中大量记载的,将条件化因素模型(Gregoriou 2003b; Gupta, Cerrahoglu and Daglioglu 2003; Kat and Miffre 2002; Kaze-mi and Schneeweis 2003)和(或)包括非线性风险因素的模型(Agarwal and Naik 2004; Fung and Hsieh 1997a, 2002b, 2003; Schneeweis, Spurgin and Georgiev 2001)整合以获得更好的 CTA 业绩基准尺度值得关注。

结 论

像对冲基金一样,CTAs 注定要在机构投资者的分散化策略中扮演一个重要的角色。如本章所证,由于对很多风险因素的特有暴露(例如,股票市场、利率市场、商品市场、外汇市场等),CTAs 可能既被看做风险降低者又被看做收益增进者。本章提出了一个构建有代表性的、纯粹的 CTA 指数的原创性方法,关注了一些投资者在资产配置过程中面对的关键问题。本章还分析了 CTA 收益的特征以及投资者将 CTAs 纳入其整体资产配置后的改善程度。进一步的研究应关注于识别具有潜在非线性风险因素的条件化模型,以复制 Edhec CTA 指数并测量 CTA 的业绩。

作者:Lionel Martellini 和 Mathieu Vaissié

第三章 管理型期货业绩：持续性和收益来源

管理型期货投资只有少数表现出业绩持续性。因为在商品交易顾问的技巧之间确实存在一些差异。具有最高收益的基金使用长期的交易系统，收取较高的佣金，管理的资金规模较小。

收益与最近的历史收益是负相关的，但所有相关性的总和是正的。投资者在决定是否投资或撤回资金时，最看重最近的历史收益，这与行为金融学的研究成果一致。结果表明，期货基金收益源自对市场无效性的利用(exploiting inefficiencies)。

引言

过去的研究中很少有证据表明业绩最佳的管理型期货基金可以被预测(Schwager 1996)。历史文献基本上使用了 Elton、Gruber 和 Rentzler(EGR)方法的变体。然而 EGR 方法很难拒绝无预测能力的零假设(Grossman 1987)。通过使用具有足够能力拒绝

期货
沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

一个假的零假设的方法,本研究试图确定管理型期货顾问的业绩是否具有持续性。其中所使用的数据来源于公募基金、私募基金和商品交易顾问(CTAs)。回归分析被用来确定所有的基金是否都有同样的均值收益。回归分析将在调整整体收益变化和杠杆差异之后进行。蒙特卡罗方法被用来确定 EGR 方法的功效。然后,一个类似于 EGR 方法的样本外检验被用来做更长期的检验以获得更大的功效。因为发现了一些业绩持续性,我们用(1)收益相对于 CTA 特征值,(2)收益风险相对于 CTA 特征值,(3)收益相对于滞后收益,(4)投资变化相对于滞后收益等四个回归分析来解释这一业绩持续性的来源。

数 据

研究数据由拉普特资产配置系统提供,其中很多数据来源于管理型账户报告(Managed Accounts Reports)。CTA 数据包括不再交易以及仍在交易的 CTAs 的信息。数据包括 1978~1994 年的月度收益。通过删除收益和净资产为零的观察记录,缺失数值被删除。这应该有助于避免删除收益确实为零的观察记录。收益数据被转变为对数^[1],以便它们能作为连续时间中的百分比变化来解释。

表 3.1 中显示的平均收益表明,CTA 的收益高于那些公募基金或私募基金。这一结果与先前相关文献中的结果是一致的。对于 CTAs 为何有较高收益的原因,常规的观念是 CTAs 具有更低的成本。然而,CTA 的收益可能因为选择性偏误或报告偏误而更高。选择性偏误不是这里主要的考虑因素,因为比较是在 CTAs

[1] 所用公式为 $r_d = \ln(1 + d_d/100) \times 100$, 其中, d_d 是离散型时间收益。因为数据以百分比来测量,所以使用了调整因子 100。

之间进行的,而非在 CTAs 和其他投资工具间进行。Faff 和 Hal-
lahan(2001)提出存活性偏误更有可能导致业绩发生逆转而不是保
持持续性。这里所用的数据展示了相当大的峰度(见表 3.1)。然
而,峰度可能由异方差性(heteroskedasticity,一些基金收益比其他
基金收益变动更大)所导致。

表 3.1 公募基金、私募基金和混合型 CTA 基金数据集
以及连续时间收益的描述统计量

统计量	公募基金	私募基金	混合型 CTA 基金
样本观察量	32 420	23 723	57 018
基金数量	577	435	1 071
收益比例			
均值	0.31	0.62	1.28
标准差	7.68	9.22	10.53
最小值	-232.69	-224.81	-135.48
最大值	229.73	188.93	239.79
偏度	-2.08	-0.49	1.14
峰度	133.91	40.70	24.34

业绩持续性回归检验

为了测量业绩的持续性,需要一个产生收益的随机过程模型。
这个过程如下:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i \bar{r}_t + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$$

其中, r_{it} 是在第 t 月中基金(或 CTA) i 的收益;

$\bar{r}_t$ 是在第 t 月中基金平均收益;

斜率参数 β_i = 杠杆上的差异。



这个模型允许每个基金具有不同的方差,这与历史研究是一致的。我们也考虑假定 β_i 为零的模型,它会有相对于时间的固定效果(虚拟变量)或者是随机性效果。这些模型上的变动不改变有关业绩持续性的结论。

只有至少包含三个观察记录的基金/CTAs 被选入分析中。模型使用可行的广义最小二乘法来估计。在对整体收益的变化以及杠杆差异进行了调整的情况下,零假设是所有基金具有同样的平均收益。这等同于检验零假设 $H_0: \alpha_i = \bar{\alpha}$, 其中 $\bar{\alpha}$ 是一个未知的常数。

表 3.2 中的方差分析结果一致表明一些公募基金和私募基金具有与其他基金不同的均值收益。这个发现与以前研究确实形成对比,但考虑到公募基金和私募基金具有不同成本,则并不真的令人惊讶。公募基金和私募基金具有不同的交易系统,所交易的商品变化很大。本研究使用的检验测量长期的业绩持续性;相比较而言,EGR 测量的是短期的业绩持续性。

表 3.2 加权的方差分析表:对于公募基金、私募基金和混合型 CTA 基金数据的收益回归分析

统计量	公募基金	私募基金	混合型 CTA 基金
误差平方和			
变量均值	1 751	1 948	2 333
组均值	28 335	10 882	22 751
修正总和	62 221	36 375	82 408
R^2	0.48	0.35	0.31
α 均值	0.278	0.297	1.099
α 方差	1.160	2.277	2.240
F 统计量			
α	2.94	4.32	2.12
β	47.44	24.10	20.61

基金间仅仅 2%~4% 的月度收益方差可以由个体均值差异解

释。因为可预测的比例很小，所以我们需要精确的方法。不对异方差性进行修正，则针对公募基金数据的零假设不会被拒绝。即使预测性较低，但它在经济上还是显著的。表 3.2 中的标准差较大，表明标准差的 2%~4% 大约是均值的 50%。这样，即使存在相当多的噪音，仍可能使用历史收益来预测未来收益。

如表 3.3 所示，每个基金具有相同方差的零假设被拒绝了。这与先前表明一些基金或 CTAs 比其他基金具有波动性更大的收益的研究是一致的。重新调节的残差没有偏度，峰度也极大地被减小。重新调节的残差表现为 t 分布，所以即使数据产生于正态分布中，一些峰度仍会保持 t 分布。这证明了表 3.1 中显示的大部分非正态分布应归于异方差性。

表 3.3 同方差性假设检验的 F 统计量和重新调节

残差的 Jarque-Bera 正态检验

统计量	公募基金	私募基金	混合型 CTA 基金
同方差性	1.41	4.32	5.15
偏度	-0.17	-0.02	0.35
相对峰度	3.84	3.05	2.72

蒙特卡罗研究

在 EGR 的方法中，第一段时期内 EGR 通过平均收益或修正的夏普比率来给基金排序，然后确定在第一段时期内排名高的基金是否在第二段时期内排名也高。当数据符合方程 (3.1) 中给出的随机过程时，我们使用蒙特卡罗模拟来确定使用 EGR 方法假设检验的功效和规模，其中数据通过指定的 α 、 β 和 σ 生成。模拟重复了 1 000 次，使用了 120 个模拟基金。整体基金的平均收益 $\bar{r}_t$ ，来源于 α 和 β 的值，公式如下：



$$\bar{r}_t = \frac{\frac{\sum a_i}{n} + \frac{\sum \epsilon_x}{n}}{1 - \frac{\sum \beta_i}{n}}$$

其中所有的求和都是 i 从 1 到 n 。

一个不变的 α 值模拟不存在业绩持续性的情况。对于产生的带有持续性的数据集, α 是基于每三个数据集中 β 的均值和方差随机产生的。为了模拟同样杠杆水平的基金, β 值被设置为 0.5。具有不同杠杆水平(这产生了异方差性)的模拟基金的 β 分别设置为 0.5、1.0、1.5 和 2.0。

为了符合 EGR 同方差性(homoskedasticity)的假设,数据集在标准差设为 2 的情况下生成。通过设定 σ 值分别为 5、10、15 和 20,每 1/4 的观察记录分别使用一个设定值,这样可以创造出不同的异方差性。这使我们可以针对数据集比较有无同方差性下计算出的 Spearman 相关系数。

基金按时期一(前 12 个月)和时期二(后 12 个月)内的收益进行升序排列。利用上述 24 个月期内产生的数据,计算得出两个时期内的 Spearman 相关系数以获取基金排名。为了使 Spearman 相关系数的分布可以适合于近似正态分布,至少需要 10 个观察记录。因为这里使用了 120 对观察记录,正态近似是可以使用的。

每个基金在时期一和时期二中的平均收益都被计算出来并排名。基金被分为三组,分别为平均收益最高的 1/3 组(top-third)、平均收益中等的 1/3 组(middle-third)和平均收益最低的 1/3 组(bottom-third)。还分析了两个额外的组,即平均收益最高的三个基金和平均收益最低的三个基金。平均收益最高的 1/3 组和平均收益最低的 1/3 组内所有基金的平均收益也分别被计算出来。

为了确定 EGR 检验是否具有正确的规模,使用了业绩持续性不存在的数据(见表 3.4)。如果规模是正确的,则不能拒绝的概率应在 0.95。当异方差性出现时(数据产生方法 2 和 3),不能拒绝的概率低于 0.95。异方差性在实际数据中可能更为极端,所以真实

数据产生的问题可能比这里发现的第 I 类错误 (Type I error) 的超出量还要严重。

表 3.4 来自蒙特卡罗生成数据集的 EGR 业绩持续性：

限定 $\alpha=1$ 时, 不存在持续性

生成的子数据集	数据生成方法		
	1 ^a	2 ^b	3 ^c
平均收益			
最高的 1/3 组	1.25	1.25	0.70
中等的 1/3 组	1.25	1.25	0.72
最低的 1/3 组	1.25	1.22	0.68
最高三个	1.25	1.15	0.61
最低三个	1.26	1.19	0.68
p 值			
拒绝 z 正值	0.021	0.041	0.041
拒绝 z 负值	0.028	0.037	0.039
不能拒绝	0.951	0.922	0.920
两个均值检验			
拒绝正值	0.026	0.032	0.032
拒绝负值	0.028	0.020	0.026
不能拒绝	0.946	0.948	0.942

注：a 数据由 $\alpha=1, \beta=0.5, \sigma=2$ 生成。

b 数据由 $\alpha=1, \beta=0.5, \sigma=5, 10, 15, 20$ 生成。

c 数据由 $\alpha=1, \beta=0.5, 1, 1.5, 2, \sigma=5, 10, 15, 20$ 生成。

下面, 我们通过将 EGR 检验应用到业绩持续性确实存在 (见表 3.5) 的数据中来确定它的功效。不能拒绝的概率越接近 0, 功效就越大。在将 EGR 用于存在巨大差异的 CTA 数据时, Spearman 相关系数表现出一些探测持续性的能力。但在将 EGR 用于业绩存在较小差异的公募基金数据时, Spearman 相关系数并没有表现出发现持续性的能力。两个均值的检验甚至表现出了更差的持续

性探测能力。因此,结果显然能够将 EGR 不存在业绩持续性的发现解释为低功效;表 3.5 显示,EGR 方法能够发现足够强的业绩持续性。

表 3.5 来自蒙特卡罗生成数据集的 EGR 业绩持续性结果:
允许 α 变动则持续性存在

生成的子数据组	数据生成方法			
	1 ^a	2 ^b	3 ^c	4 ^d
平均收益				
最高的 1/3 组	3.21	2.77	2.57	1.48
中等的 1/3 组	1.87	2.09	1.85	1.30
最低的 1/3 组	0.80	1.41	1.15	1.14
最高三个	4.93	3.47	3.26	1.68
最低三个	-1.60	1.14	0.86	1.06
p 值				
拒绝 z 正值	1.000	0.827	0.823	0.149
拒绝 z 负值	0.000	0.000	0.000	0.003
不能拒绝	0.000	0.173	0.177	0.848
两个均值检验				
拒绝正值	1.00	0.268	0.258	0.043
拒绝负值	0.000	0.000	0.000	0.012
不能拒绝	0.000	0.732	0.742	0.945

注:a 数据由 $\alpha=N(1.099,4.99)$; $\beta=0.5,1,1.5,2$; $\sigma=2$ 生成。

b 数据由 $\alpha=N(1.099,4.99)$; $\beta=0.5$; $\sigma=5,10,15,20$ 生成。

c 数据由 $\alpha=N(1.099,4.99)$; $\beta=0.5,1,1.5,2$; $\sigma=5,10,15,20$ 生成。

d 数据由 $\alpha=N(1.099,1)$; $\beta=0.5,1,1.5,2$; $\sigma=5,10,15,20$ 生成。

作为后来收益指标的历史业绩

现在提供一些基于类似 EGR 方法的结果。前面蒙特卡罗模

型的结论是基于一年的选择期和一年的业绩期。考虑到 EGR 方法的低功效,我们这里使用更长的期限:一个四年的选择期加一年的业绩期和一个三年的选择期加三年的业绩期。方程(3.1)被用来估计选择期和业绩期。因为收益是月度的,少于 60 或 72 个月度观察记录的基金被删除以免出现不等的观察数。

第一个被评价的五年期是 1980~1984 年。第二个五年期是 1981~1985 年。用了三种方法来排列基金: α 值(截距)、平均收益和 α/σ 比例。对于回归中每个被估计的参数,都会计算一个选择期业绩测量和样本外时期业绩测量之间的 Spearman 等级相关系数。零假设是排序之间没有相关性,并且检验统计量在零假设下具有标准的正态分布。因为数值缺失而造成的记录损耗和使用低效的非参数方法(排序),预计此方法的功效比方程(3.1)中的直接回归检验还要差。

表 3.6 展示了一个年度结果的汇总。因为重叠,不同时期的相关性不是独立的,所以在解释的时候需要谨慎一些。所有的测量都显示为正的相关性,这表明存在业绩持续性。小的相关性与回归结果是一致的。尽管存在业绩持续性,但也很难发现,因为所有其他随机因素也影响着收益。

表 3.6 选择时期和业绩时期的 Spearman 相关性汇总

数据集选择	平均相关度	年度正值比例 (%)	年度正值且显著比例 (%)
标准四年选择期和一年业绩期 ^a			
CTA			
平均收益	0.118	83	25
α	0.114	83	25
α/σ	0.168	100	42
公募基金			
平均收益	0.084	75	33
α	0.088	75	33
α/σ	0.202	83	42

续表

数据集选择	平均相关度	年度正值比例 (%)	年度正值 且显著比例(%)
私募基金			
平均收益	0.068	58	17
α	0.047	58	0
α/σ	0.322	92	50
三年选择期和三年业绩期 ^b			
CTA			
平均收益	0.188	91	55
α	0.186	91	45
α/σ	0.253	100	64
公募基金			
平均收益	-0.015	45	36
α	0.001	45	36
α/σ	0.149	55	36
私募基金			
平均收益	0.212	91	36
α	0.221	91	36
α/σ	0.405	100	64

注:a 四年选择期和一年业绩期的相关性。均值是 12 个一年业绩期的均值。同样的统计数据也用在各期排名中。

b 三年选择期和三年交易期。

收益/风险测量(α/σ)清楚地显示了大部分业绩持续性。这与 McCarthy、Schneeweis 和 Spurgin(1997)的研究是一致的,他们在风险测量中发现了业绩持续性。基于平均收益和基于 α 值的排序是相似的。它们的相关性每年都相似。因此,没有出现在整体收益水平调整中所预期的那样大的收获。

除了公募基金较早的几年以外,其他时间内三年选择期和三年交易期比四年选择期和一年交易期表现出更高的相关性。在较早的几年中没有多少基金,所以它们的相关性不可能被准确估计。在三年业绩期中的排名变动也小于一年业绩期中的排名变化。更

长的交易期具有更高的相关性表明业绩持续性持续了很长时间。这一事实表明投资者可能想缓慢改变他们在基金经理们之间的资产配置。

下一个问题是:为什么这一结果不同于历史研究?实际上,EGR发现了类似的业绩持续性,但因为太小并且统计上不显著而被忽略。我们更大的样本产生了更有力的检验。McCarthy(1995)确实发现了业绩的持续性,但他的结论是有问题的,因为他的样本规模太小。McCarthy、Schneeweis 和 Spurgin(1997)的样本也可能是太小而无法探测出平均收益的持续性。Irwin、Krukmeier 和 Zulauf(1992)把所有基金均分为五份。他们的方法很难解释并可能导致低效。Schwager(1996)发现了对于平均收益的一个 0.07 的类似相关性。然而,Schwager 在他的收益/风险测量中发现了一个负相关性。当收益为正时,他按照风险/收益来对基金排序,但当收益为负时,他仅仅按照收益来对基金排序。这一混合的测量方法可能导致了负的相关性。因此,历史文献的结论确实与少量的业绩持续性的存在是一致的。业绩持续性在这里能被发现的原因在于使用了更大的样本规模和对分析方法的改进。如表 3.6 所示,有几年为负的相关性,并且很多正的相关性在统计上是不显著的。因此,针对短期的结果将是不稳定的。

业绩持续性可能归于交易技巧上的差异或成本上的差异。CTAs、公募基金和私募基金之间在业绩持续性上没有显著的差异。

业绩持续性和 CTA 的特征值

因为发现了一些业绩持续性,因此,接下来我们将试图解释它存在的原因。月度百分比收益相对于 CTA 特征值进行了回归分析。由于能够取得的公募基金和私募基金特征值数据较少,这里

英

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

只使用了 CTA 数据。

数据和回归模型

表 3.7 显示了 CTA 特征值的均值。所列变量连同虚拟变量被包括进回归分析。虚拟变量被定义为是否使用长期或中期交易系统。惟一可以随时间而变化的变量是管理的资产和已存在的时间。

表 3.7 CTA 特征值的均值和标准差

变量	单位	均值	标准差
手续费	净资产的百分比(%)	5.7	4.7
管理佣金	净资产的百分比(%)	2.5	1.5
激励佣金	利润的百分比(%)	19.9	4.5
机动抉择型投资	(%)	27.7	37.9
非美市场	(%)	17.0	26.3
期权	(%)	5.3	15.7
银行间交易	(%)	13.9	29.3
保证金	被投资净资产的百分比(%)	21.8	10.9
存续时间	月份	55.0	45.4
第一年		87.9	4.9
管理的资产(百万美元)		34.8	131.6

注：这些统计数据是使用月度数据并由收益数据加权计算得到的。

数据由拉普特资产配置系统提供，记录缺失值作零处理。如果手续费、管理佣金和激励佣金都是零，则该 CTA 的观察记录将被删除。这删除了大部分但并不是全部的缺失值。如果手续费为零，则保留观察记录的均值将被导入。

一些时间期权(times option)和银行间交易的比例(interbank percentages)也作为存在变量(有值则按其数值，无值则看做零)被输入。在这些情况下，会导入使用期权或银行间交易的其他观察记录的平均值。在非美市场、期权或银行间几个变量没有相应数

值的时候,这些变量被赋予零值。保证金经常作为一个区间值被输入。这种情况下,就会使用区间的中值。当只有最大值时,就用最大值。

当交易时间范围既列为短期又列为中期时,观察值被划为短期类别。如果既列为中期又列为长期或三种时期都有,则观察值被划为中期。任何管理资产规模为零的观察都被删除。

我们做了从交易系统口语性描述中形成变量的尝试,例如是否将“趋势追随”这样的用语纳入,但没发现显著性。这些变量没有被纳入报告模型中,因为很多描述不完整。那么,交易系统的不显著性可能是归结于数据上的错误。剩下的数据仍然可能包含错误。最可能的错误源就是将缺失值当做零。而且,数据都是源于调查,调查自身都可能有一些错误。数据上随机错误的出现将导致系数偏向零。因此,需要特别小心,不能将一个非显著的系数解释为零。

收取的佣金大约是 Irwin 和 Brorsen(1985)所报告的 20 世纪 80 年代公募基金的一半。整个行业似乎随时间变得更具竞争性。佣金(fees)上最大的减少是手续费(commissions)的降低。

假定存在截面异方差,时间和 CTA 的随机效应被包括在内。使用时间的固定效应时,结论没有变化。CTAs 的随机效应是重要的,因为很多变量不随时间变化。忽略随机效应可能导致显著水平被夸大。

平均收益相对于 CTA 特征值的回归分析

表 3.8 显示了月度百分比收益相对于 CTA 特征值的回归分析。短期交易者比长期和中期交易者具有更低的收益。中期交易者 0.30 的系数表示中期交易者的月度百分比收益比短期交易者高 0.30。与之相比较,CTA 月度收益平均为 1.28%。所有三个佣金变量都有正的系数。其中的两个(管理佣金和激励佣金)具有统计上的显著性。佣金变量代表最近的佣金。这意味着具有更大历



史收益的 CTAs 能够收取更高的佣金。它也可能表明具有优秀能力的 CTAs 能够收取更高的费用。一个 20% 的激励佣金对应的月度收益比没有激励佣金的 CTA 收益高 0.44%，所以系数的估计值较大。

表 3.8 月度收益相对于解释变量的回归分析

变量	系数	t 值
截距	13.900*	2.08
长期	0.210*	1.84
中期	0.300**	3.20
手续费	0.014	1.31
管理佣金	0.066**	2.04
激励佣金	0.022*	1.95
机动抉择型投资	-0.001	-0.86
非美市场	0.002	1.22
期权	-0.004	-1.73
银行间交易	0.003	1.48
保证金	0.004	1.24
存续时间	-0.016**	-2.45
第一年	-0.145*	-1.91
管理的资产	-0.001 04**	-2.13
商品的 F 检验		0.51
时间的 F 检验		9.05**
同方差性的 F 检验		8.71**

注：* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

对于机动抉择型投资 (discretion)、非美市场、期权、银行间交易和保证金的系数在统计上都不显著。所交易商品的虚拟变量集统计上也不显著。然而，期权和银行间交易的系数不能被认为较小，因为这些变量的范围是 0~100。那么，-0.004 的系数意味着

全部交易期权的企业月度收益比不交易期权的 CTA 低 0.4%。

存续时间和交易开始年份这两个变量系数都为负。负号至少部分可归于选择性偏差。一些 CTAs 在他们开始交易之后被加入数据库。业绩较差的 CTAs 可能没有提供数据。这可能导致 CTAs 在他们开始交易的第一年具有更高的收益。第一年变量上的负号表明更近年份进入数据库的企业具有更低的收益。那么,选择性偏差在更近的年份中可能更小。

CTA 收益也可能会真的随时间而被削弱。如果 CTAs 没有随时间改变他们的交易系统,其他人可能通过他们自己的检验而发现市场同样的无效性。如果 CTAs 告诉了其他人他自己的交易系统,则 CTA 交易的方法也可能被模仿。CTAs 明显关注到了这个潜在问题;大部分 CTAs 对于自己的系统保密并和员工签署了非竞争性协议(no-compete agreements)。

管理资产规模系数为负。这个系数表明对于每增加 100 万美元管理资产,收益要下降 0.001 04 个百分点。这可能是因为更大交易规模所带来的流动性成本。当一个 CTA 管理资产达到 10 亿美元时,收益将变为零。

根据 Goetzmann、Ingersoll 和 Ross(1997)对于对冲基金的观点,管理型期货之所以存在是因为市场存在无效性,同时 CTA 要么存在资本约束,要么对于风险厌恶。通过交易行为,CTA 所做的就是消除市场的无效性。Goetzmann、Ingersoll 和 Ross(1997)认为激励佣金的存在部分原因是为了防止一个经理接受太多的投资资产。管理资产规模是一个过量投资的粗略标尺。那些参加更多市场交易、使用更多系统或交易频率不太高的基金大致可以在不降低收益的情况下接手更多的投资。

残差绝对值相对于 CTA 特征值的回归分析

我们也估计一个类似于表 3.8 中的模型来解释 CTA 收益风险水平(见表 3.9)上的差异。决定 CTAs 风险水平最重要的因素



是投入于保证金的比例。尽管分散型的基金风险最小,但在统计上差异并不显著。更近时期的 CTAs 具有较低的风险,也随时间降低了自身的风险。

表 3.9 残差绝对值相对于 CTA 特征值的回归分析

变 量	系 数	t 值
长期	0.027	0.06
中期	0.083	0.24
手续费	0.117*	3.52
管理佣金	-0.162	-1.37
激励佣金	0.097*	2.29
机动抉择型投资	0.003	0.67
非美市场	-0.013*	-2.39
期权	-0.011	-1.30
银行间交易	-0.008	-1.02
保证金	0.092*	7.21
存续时间	-0.029*	-10.45
第一年	-0.260*	-5.34
管理的资产	-0.001	-0.78
商品的 F 检验	1.13	
时间的 F 检验	7.74*	
同方差性的 F 检验	11.96*	

注:残差绝对值是一种风险性量度。

* 显著性水平为 5%。

佣金系数为正,但这可能仅意味着交易头寸更大的 CTAs 产生了更多的佣金。激励佣金似乎鼓励冒险。由于激励佣金是一个内含期权(Richter and Brorsen 2000),CTA 通过采用更冒险的策略将会获得更高的激励佣金。在非美市场上拥有更多资金的 CTAs 趋于具有更低的风险,可能是非美市场提供了某种额外的分散化效应。

收益相对于滞后收益的回归分析

为了确定置于不同滞后期上的权重,就月度收益相对于最后三年中每一年的平均收益以及最后三年整体的收益标准差进行回归分析。模型假定存在截面异方差性和时间固定效应的条件。普通的最小二乘法和时间随机效应产生了类似的结果。对于 CTAs 的随机或固定效应没有被包括进来,因为蒙特卡罗研究表明这些方法产生的是非真实规模的检验。

如表 3.10 所示,CTA 和基金在收益上具有周期性。CTAs 趋向于相对每个其他年份上的其他 CTAs 经营得更好。三个系数的和是正的,这印证了前面有关存在少量业绩持续性的结论。第一个滞后年期间收益上的负系数支持了 Schwager 有关 CTA/基金收益在短期内是负相关的观点。

表 3.10 月度管理型期货收益相对于滞后收益
和滞后标准差的回归分析

回归量	CTAs	公募基金	私募基金
1~12 个月前平均收益	-0.049* (-1.97)	-0.059 (-2.45)	-0.009 (-0.33)
13~24 个月前平均收益	0.130* (5.93)	0.160* (7.02)	0.142* (5.46)
25~26 个月前平均收益	0.069* (3.53)	0.074* (3.74)	0.027 (1.33)
过去三年的标准差	0.056* (4.16)	-0.024 (-1.95)	-0.027 (-1.86)
时间固定效果的 F 检验	35.38*	83.60*	28.29*

注:* 显著性水平为 5%。

更多的风险,如历史标准差所测,导致了 CTAs 更高的风险。由于 CTAs 是可盈利的,因此,拥有更高杠杆效应的 CTAs 应该获取更高的收益并承受更大的风险。相比之下,公募基金和私募基金



金收益都与风险负相关。除此之外,风险还可能因为杠杆效应之外的原因而有所差异。

投资于失败者有道理吗

表 3.10 中相对于滞后收益的回归对组合再平衡和 Schwager (1996)的观点提供了支持, Schwager 认为投资于一个新近遭受投资损失的经理是一个好主意。基于上述观点的理论有两点,一是 CTAs 利用市场无效性盈利;二是当更多的资金投入到一个交易系统中时,收益将下降。这个观点得到表 3.11 中结果的支持。此外,这个观点与 Goetzmann、Ingersoll 和 Ross(1997)提出的观点是一致的。

我们也检验一下资金是否如 Schwager(1996)所阐述的那样撤出。把管理的新流入资金(月度资金变化比例减去收益率)与滞后收益和滞后标准差进行回归。“新流入资金”(new money)一词可能是用词不当,因为资金是趋向于撤出而不是追加。最近三个月的滞后效应被分开列示,一个虚拟变量因为正的收益而被加入。

表 3.11 中的结果表明投资和收回投资是滞后收益的函数。仅最近两年内的收益是显著相关的。因为负收益而收回投资的情况比因为最近两个月正收益而导致投资的情况要多。这是某种不对称的表现。在大于三个月的滞后效应中不存在不对称效应。

资金流动与预期收益的变化并没有相匹配。人们更看重最近的收益,并倾向于对短期的损失过度反应。资金从基金的撤出可以部分解释为短期收益负的自相关性。因此,上述结果对于 Schwager(1996)关于资金撤出的假设确实提供了一些支持。

表 3.11 月度收益和新流入资金相对于各滞后收益变量的回归分析

变 量	月度收益	新流入资金 ^a
1 个月前收益	0.001 (0.04)	0.155* (5.94)
1 个月前收入	0.026 (1.24)	-0.107 (-2.83)
2 个月前收益	-0.083* (-5.95)	0.148* (5.72)
2 个月前收入	0.064* (3.14)	-0.082 (-2.12)
3 个月前收益	-0.058* (4.16)	0.087* (3.60)
3 个月前收入	-0.093* (4.55)	0.001 (0.03)
4~12 个月平均收益	-0.010 (-0.48)	0.550* (13.04)
13~24 个月平均收益	0.134* (6.12)	0.198* (4.61)
25~36 个月平均收益	0.080 (4.06)	0.055 (1.32)
36 个月标准差	0.003 (0.22)	-1.3E-4 (-0.01)
时间固定效果的 F 检验	33.33*	2.09

注：a 新流入资金代表的是追加或者撤出。因为更多是资金撤出，所以均值为负（每月为-0.83%）。

* 显著性水平为 5%。

应用含义

一些基金和 CTAs 比其他基金具有更高的收益。考虑到这个问题的重要性，我们将试图着眼于如何选择最好的基金。然而，有两点值得回忆，一是基金的业绩持续性很小，二是在一些年份中，采取任何方法所选基金的业绩都比所有基金的平均值要差。



因为业绩持续性相对于数据中的噪音较小,所以使用大量的数据是重要的。不幸的是,研究中使用的四年期和三年期选择期可能太小。回归分析方法允许在一些基金有两年数据而另一些基金有八年数据的情况下使用所有的数据。但在CTA交易系统发生了主要变化或基金更换了交易顾问之前的数据都不应被使用。

因为低的业绩可预测性,所以很难选择单个最好的基金或CTA。因此,投资于一个CTAs的组合或许更好。基于最近年份的收益选择CTAs,可能比采取随机策略选择CTAs更糟。

结 论

本研究发现,管理型期货存在少量的业绩持续性。业绩持续性的存在可能归结于成本或管理技巧上的差异。我们的结果支持技巧作为解释原因,因为收益与成本是正相关的。我们使用了一个将基金平均收益作为回归量的回归分析模型。这个回归模型表明存在一些统计上显著的业绩持续性。业绩持续性相对于数据的方差较小(只有整体方差的2%~4%),但相对于均值较大。

上述回归方法被预期为功效最强的方法。蒙特卡罗模拟表明,过去研究中使用的方法经常不能够拒绝假的零假设,倒是更经常地拒绝真的零假设。

样本外的检验确认了回归分析的结果。确实存在一定的业绩持续性,但相对于数据中的噪音很小。收益/风险量度比任一收益量度显示了更多的持续性。尽管历史数据能够被用来给基金排序,但正确的排序结果需要准确的方法和较长的时期支持。

使用短期交易系统的CTAs比使用更长期系统的CTAs收益低。具有更高历史收益的CTAs现在收费更高。CTA收益在整个时期内是递减的,同时,越近成立的基金收益则越低。这一趋势至少可部分归因于存活性偏误。随着管理资金规模的增长,CTA的

收益会下降。基金收益会随时间(并随资金量的增长)下降的研究结果表明,基金的存在利用的是市场的无效性。

收益的动态性在短期内表现出对于收益的小的负相关性,特别是对于损失。三年内的净效应是正的,这与少量的业绩持续性是一致的。资金从 CTAs 的撤出表明,投资者更看重最近的收益,而不是预期收益的合理变化。

尽管使用了几个不同的分析方法,但结果都基本一致。为了基于历史收益充分地选择 CTAs 或基金,我们需要几年的数据。

作者: B. Wade Brorsen 和 John P. Townsend

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第四章 CTA 业绩、存活性偏误 和解散频率

基于一个包含 1 892 只基金(其中有 1 350 只基金已经解散)的数据库,我们研究了 CTA 业绩以及它们业绩的持续性,以确定一些 CTAs 的业绩是否在各种时期都能够持续并显著地优于他们的同行。为了对持续性假设进行检验,我们采用了基于 Carhart (1997)的十级分类方法(decile classification)。对每一级的 CTA 的业绩和不同的 CTA 的投资策略都进行了分析,以确定一些等级是否更受某些交易策略的影响。我们也分析了存活性偏误以及它们的演进。最后,我们通过分析不同级别 CTA 的解散频率及其演进情况作出了研究结论。

介绍和文献回顾

与 1997 年才首次出现在学术期刊的对冲基金不同,有关商品交易顾问(CTAs)的学术研究要更悠久一些。许多研究于 20 世纪

80年代晚期和90年代早期发表(Elton, Gruber and Rentzler 1987, 1989, 1990; Edwards and Ma 1988)。最近, Billingsley 和 Chance(1996)以及 Edwards 和 Park(1996)的研究表明,在均值一方差分析框架下,CTA 基金可以提高股票和债券投资组合的分散化程度。根据 Schneeweis, Savanayana 和 McCarthy (1991)以及 Schneeweis(1996)的研究,CTAs 的好处类似于对冲基金,既可以在投资组合中作为投资分散器,又可以改善和提供与股票和债券指数更为协调的风险调整后收益。

Fung 和 Hsieh(1997b)表明,当标准普尔指数收益为负的同时,一个结构化的 CTA 类型投资组合可以提供持续的正收益。根据 Schneeweis, Spurgin 和 Georgiev(2001)的研究,CTAs 被认为在系统化地做空股票市场。Fung 和 Hsieh(2001a)分析了 CTAs 并总结出 CTAs 对投资组合的影响类似于回望看涨期权(lookback call)和回望看跌期权(lookback put)^[1]。Gregoriou 和 Rouah (2003a)检验了 CTA 资产净值变动比率是否服从随机游走。他们发现所有类别的 CTA 基金(除了分散型子类别)行为都服从于随机游走。当其行为表现为纯粹的随机游走(pure random walks)时,CTAs 在改善组合风险收益特征方面的作用会有所削弱。Kat (2002)发现,对管理型期货的配置可以使投资者能以有限的成本实现整体风险的较大降低,表明管理型期货是比对冲基金更好的分散化工具。

在业绩方面,Edwards 和 Caglayan(2001)得出结论,在熊市中,CTAs 能够比对冲基金提供更好的下跌保护,与熊市中的股票收益具有相反的相关性关系并能提供相对更高的收益。Schneeweis 和 Georgiev(2002)认为,审慎引入 CTAs 能够提高组合的收益特征值,特别是在大熊市中。Schneeweis, Spurgin 和 McCarthy(1996)观察到,

[1] 回望看涨期权是一个普通的看涨期权,但是执行价格取决于期权到期日前标的股票曾经达到的最低价格。回望看跌期权是一个普通的看跌期权,但是执行价格取决于到期日前标的股票曾经达到的最高价格。



在1987~1995年间,CTAs 业绩持续性实质上并不存在。有关于这些基金长期勤勉(diligence)方面的信息很少(Edwards and Ma 1998; Irwin, Krukemeyer and Zulauf 1992; Kazemi 1996)。Schwager(1996)回顾了关于CTA 业绩持续性问题的文献,并进行了他自己的分析。他发现少有证据表明业绩最佳基金的表现可以预测。根据Worthington(2001)的研究,在1990~1998年期间,管理型期货和标准普尔500指数的相关系数在标准普尔500指数表现最好的30个月中是0.33,在标准普尔500指数表现最差的30个月中是-0.25。根据Georgiev(2001)的研究,CTAs 的缺点之一就是在牛市期间,其业绩通常要逊于对冲基金。

Brorsen 和 Townsend(2002)的研究证明,CTAs 具有轻度的业绩持续性,因此,在可以获得长期数据并且使用精确方法的情况下,基于CTAs 历史业绩数据来挑选CTAs 可能会有一定的优势。

本章的目标是发现CTAs 的业绩持续性。我们想要确定是否一些CTAs 可以长期表现出优于其同行的业绩。接着,我们将对数据库进行描述,给出这些基金的描述性统计数据,并分析不同投资策略间的相关性。接下来的部分将重点关注存活性偏差(survivorship bias)。我们不仅分析了整个研究期间,还分析了不同子期间偏差的存在,这里的子期间包括牛市和熊市。在得出CTAs 业绩持续性结论之前,我们将给出用于分析CTA 业绩以及其持续性的分析方法。再接下来的部分将给出业绩持续性分析的结果,并分析根据前期业绩构建的CTA 十级分类中每个级别所受个体投资策略影响的程度。最后,我们将给出CTAs 基金月度和年度解散频率的完整分析结果。

数据库

在对不同投资策略之间的相关性进行分析之前,本节我们将

先展示所使用的数据库并分析这些数据的描述性统计量。

描述性统计量

目前有多个 CTA 数据提供商。学术研究中最常用的是管理型账户报告(Managed Account Reports)、TASS 管理(TASS Management)和巴克莱交易集团(Barclay Trading Group)。其中巴克莱交易集团提供的管理型期货数据库是最为全面的之一(如果不是最全面的)。

我们在研究中将采用巴克莱交易集团的数据库,数据库涵盖了从 1985 年 1 月到 2002 年 12 月间的 1 892 只基金(含 1 350 只已经解散的基金)。巴克莱交易集团将其中所有基金分为 7 类,这 7 类又根据不同的投资策略分成了 17 个小类外加 1 个无投资策略的小类。因为某些小类包含的基金数太少以至于不能给出有意义的结果,所以我们合并了一些按策略划分的小类。如表 4.1 所示,我们最终得到 11 个策略类别。需要注意的是,我们仅合并了原来属于同一大类的策略类别。

表 4.1 巴克莱交易集团策略分类

分类的 CTA 交易策略	巴克莱交易集团策略
技术分散型	技术分散型
技术金融/金属型	技术金融/金属型
技术货币型	技术货币型
其他技术型	技术利率型 技术能源型 技术农产品型
基本面型	基本面分散型 基本面利率型 基本面金融/金属型 基本面能源型 基本面货币型 基本面农产品型
机动抉择型	机动抉择型

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

分类的 CTA 交易策略	巴克莱交易集团策略
系统化交易型	系统化交易型
股票指数型	股票指数型
套利型	套利型
期权型	期权型
无类别	无类别

注：表中左边一列显示整个研究中的策略分类；表中右边一列包含了巴克莱交易集团的原有分类。

为了进行业绩分析，我们将使用整个数据库的数据和表 4.1 中所示的分类。这样做使我们可以确定不同策略间结果是否不同，以及特定策略的基金是否在业绩上显著好于其他基金。

先前的研究所关注的基金样本数量往往较少。比如，Schneeweis、Spurgin 和 McCarthy(1996)中仅研究了 1985~1991 年期间的 56 只基金。Irwin、Zulauf 和 Ward(1994)中使用了 1979~1989 年期间包含 363 只 CTAs 基金的一个数据库。其他相关文献关注的基金数要多一些。比如，Edwards 和 Park(1996)研究了经私人信息来源所补充的 MAR/LaPorte CTA 数据库中 1983~1992 年 596 只 CTAs 基金。Diz(1996)以及 Fung 和 Hsieh(1997b)分别使用了巴克莱交易集团数据库中 1975~1995 年的 925 只管理型期货计划和 1986~1996 年的 901 只管理型期货计划的数据。

巴克莱交易集团数据库中的基金可能被同时划分到不止一个策略类别中。不同的策略类别包含同样的基金可能导致我们在比较不同策略类别时产生偏差。为了解决这个问题，我们将每个基金只归属于一个策略类别。^[1]

在正式开始研究之前，我们先要分析数据库的组成。表 4.2 给出了数据库的描述性统计量，这些基金根据策略进行了划分，表中最后一行给出了整体数据库的统计量。

[1] 任何出现在两个策略类别中的基金都被划入包含更多基金的类别。

表 4.2 表明,系统化交易型策略是最具代表性的类别(含 897 只基金),其次是技术型策略合计(含 416 只基金)和机动抉择型策略(含 299 只基金)。其他技术型策略、期权型策略和基本面型策略分别只包含 8 只、9 只和 19 只基金。数据库中总共包含 611 只存活基金,其中 350 只是系统化交易型策略基金。需要注意的是,在研究期间,所有的其他技术型策略基金和期权型策略基金都已解散。表 4.2 中的收益中位数表明了同样的模式。

从统计的角度来看,其他技术型策略基金具有最高的月度平均收益(3.18%),往下依次是期权型策略基金和机动抉择型策略基金(分别为 2.62%和 2.03%)。很多策略的月度平均收益介于 1.6%~1.9%之间。套利型策略基金和技术货币型策略基金的月度平均收益最低,分别是 1.25%和 1.58%。所有策略的月度平均收益在研究期内均显著不为 0。

基本面型策略基金和其他技术型策略基金的波动率较大,其标准差分别为 7.60%和 7.25%。因为很少有基金应用这两种策略,所以这些策略没有分散化效果,这也是这些策略的基金收益大幅波动的原因。提供最稳定收益的策略是机动抉择型策略基金(标准差为 3.01%)和套利型策略基金(标准差为 3.19%)。

正如我们所预料的那样,最具波动性的策略也具有最低的最小收益和最高的最大收益。对于基本面型策略基金,月度最小收益能够低至-20.4%,而月度最大收益能达到 57.4%。表中收益基本上具有正偏度(惟一的例外是套利型基金),并且这些收益的分布趋于厚尾形态,峰度值较大可以证明这一点。

当我们使用夏普比率^[1]来综合考虑风险和收益时,机动抉择型策略基金表现出最高的夏普比率(0.54),其次是其他技术型策略基金(0.38)。基本面型策略基金的夏普比率仅为 0.19。

[1] 夏普比率是超额收益与标准差的比值。我们在这里计算夏普比率时采用 5%的无风险利率。



表 4.2

描述性统计量

		CTA 策略								1985 年 1 月至 2002 年 12 月 (216 个月)				
		基金数量	占总数的百分比	存活基金	已解散基金	平均收益	t (均值) = 0	标准差	中值	最小值	最大值	偏度	峰度	夏普比率
技术分散型		264	14%	44	220	1.72	5.38	4.70	0.83	-6.9	31.6	3.02	14.68	0.28
技术金融/金属型		86	5%	11	75	1.78	6.33	4.12	0.95	-5.2	29.8	2.95	14.11	0.33
技术货币型		58	3%	18	40	1.58	6.49	3.58	1.07	-14.5	15.6	0.64	3.73	0.33
其他技术型		8	0%	0	8	3.18	5.35	7.25	1.92	-18.7	47.5	2.00	9.58	0.38
技术型合计		416	22%	73	343	1.75	6.33	4.06	0.72	-5.2	25.3	2.92	13.27	0.33
基本面型		19	1%	2	17	1.83	3.55	7.60	1.17	-20.4	57.4	2.48	16.14	0.19
机动抉择型		299	16%	67	232	2.03	9.93	3.01	1.31	-3.9	18.8	2.42	9.24	0.54
系统化交易型		897	47%	350	547	1.70	4.73	5.27	0.83	-8.3	26.4	1.86	6.35	0.24
股票指数型		52	3%	16	36	1.89	4.39	6.33	1.14	-18.4	38.4	2.05	10.46	0.23
套利型		27	1%	2	25	1.25	5.76	3.19	1.07	-14.8	12.0	-0.36	4.28	0.26
期权型		9	0%	0	9	2.62	4.66	8.24	2.57	-23.3	36.5	0.53	2.51	0.27
无类别		180	9%	28	152	1.62	6.20	3.84	0.95	-4.9	28.5	3.14	15.07	0.31
合 计		1 899	100%	611	1 288	1.75	6.51	3.95	0.98	-5.2	21.9	2.37	9.06	0.34

注：其他技术型策略基金仅存在于 1985 年 8 月至 1995 年 5 月期间和 1998 年 10 月至 2001 年 4 月期间。期权策略型基金存在于 1990 年 9 月之后。

t (均值) = 0 表示假设月度平均收益等于 0 的 t 检验。夏普比率按 5% 无风险利率计算得出。



相关性分析

表 4.3 描述了不同策略在 1985 年 1 月到 2002 年 12 月期间的相关系数。这些数据表明,CTA 整体指数几乎和系统化交易型策略基金完全相关。其部分原因可能是因为系统化交易型策略包含的基金数量最多。我们的数据显示,66 个相关系数中有 44 个(占相关系数的 66%)低于 0.5,这表明大部分策略不相关。套利型策略和系统化交易型策略间的相关系数最低,仅为 -0.21。有 9 个相关系数为负值,占到了系数总数的 14%。

存活性偏误

CTA 业绩数据受到各种偏误的影响。最重要的偏误之一就是存活性偏误,当只有那些活着的基金在业绩分析研究中被考虑时,就会出现存活性偏误。CTA 数据提供商通常的做法是,只提供目前尚在运营的可投资基金的数据。当仅考虑存活基金^[1](living fund)时,数据就会产生存活性偏误,因为已解散基金的业绩基本上要比活着的基金差。

存活性偏误之前已经被研究过。Fung 和 Hsieh(1997b)准确分析了存活性偏误,并估计其影响约为每年 3.4%。同时,他们也得出结论,存活性偏误对 CTA 基金的投资风格影响不大。因为现存和已解散基金的收益与标准资产分类的相关性都不高。

不同时期的存活性偏误

现在我们分析在不同较长时期内出现的 CTA 收益的存活性偏误。在我们把整个样本期划分成子期间之前,我们首先从整个

[1] “存活基金”指在研究分析的时点上仍在运营的基金。

表 4.3 CTA 策略的相关性, 1985 年 1 月至 2002 年 12 月

	AllCTA	Arb	Discret	Funda	Option	Stock	System	Teccur	Tecdiv	Tecfin	Tecoth	Nocat
AllCTA	1.00	-0.18	0.41	0.25	0.12	0.26	0.98	0.68	0.93	0.73	0.14	0.81
Arb	-0.18	1.00	0.20	-0.02	0.08	0.05	-0.21	-0.18	-0.13	-0.05	0.24	-0.01
Discret	0.41	0.20	1.00	0.14	0.13	0.18	0.27	0.16	0.42	0.27	0.00	0.32
Funda	0.25	-0.02	0.14	1.00	0.01	0.08	0.22	0.17	0.22	0.20	-0.02	0.12
Option	0.12	0.08	0.13	0.01	1.00	0.62	0.12	-0.01	0.03	0.11	0.02	0.12
Stock	0.26	0.05	0.18	0.08	0.62	1.00	0.25	0.09	0.14	0.13	0.01	0.29
System	0.98	-0.21	0.27	0.22	0.12	0.25	1.00	0.70	0.89	0.71	0.18	0.79
Teccur	0.68	-0.18	0.16	0.17	-0.01	0.09	0.70	1.00	0.56	0.56	0.12	0.56
Tecdiv	0.93	-0.13	0.42	0.22	0.03	0.14	0.89	0.56	1.00	0.66	0.05	0.73
Tecfin	0.73	-0.05	0.27	0.20	0.11	0.13	0.71	0.56	0.66	1.00	0.10	0.50
Tecoth	0.14	0.24	0.00	-0.02	0.02	0.01	0.18	0.12	0.05	0.10	1.00	0.9
Nocat	0.81	-0.01	0.32	0.12	0.12	0.29	0.79	0.56	0.73	0.50	0.09	1.00

注: AllCTA 表示 CTA 整体指数; Arb 表示套利型; Discret 表示机动抉择型; Funda 表示基本面型; Stock 表示股票指数型; System 表示系统化交易型; Teccur 表示技术货币型; Tecdiv 表示技术分散型; Tecfin 表示技术金融/金属型; Tecoth 表示其他技术型; Nocat 表示无类别。



样本期的角度来进行分析。

表 4.4 描述了从我们的数据库中获得的存活性偏误。存活性偏误可以通过计算存活基金和所有基金(包括已解散)间业绩的差额取得。以下所提到的收益均是指月度数据并且是扣除所有费用后的净值。表中第一部分表明样本期内每年的存活性偏误为 5.4%。这一数据高于以前的研究结果。从表中我们可以看到,存活性偏误在 1990~1994 年期间(7.3%)和 1995~1999 年期间(6.2%)更高,但在 2000~2003 年期间(4.4%)较低。

表 4.4 不同时期的存活性偏误分析

存活性偏误(1985~2003)	0.5	每月
	5.4	每年
存活性偏误(1985~1989)	0.5	每月
	5.5	每年
存活性偏误(1990~1994)	0.6	每月
	7.3	每年
存活性偏误(1995~1999)	0.5	每月
	6.2	每年
存活性偏误(2000~2003)	0.4	每月
	4.4	每年

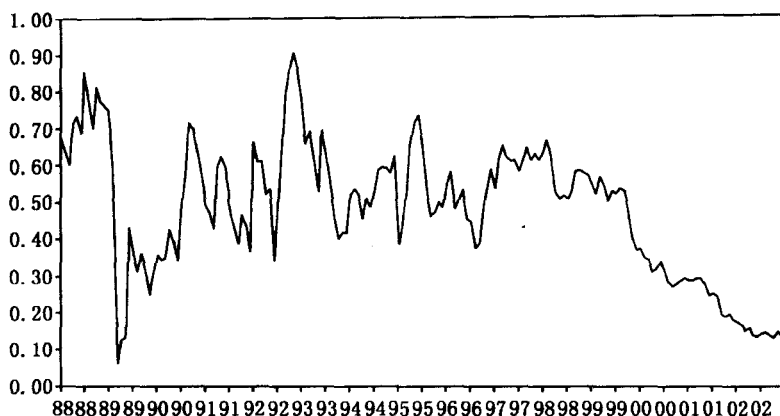
注:我们的数据库包括 1 899 只 CTA 基金(到 2002 年 12 月时有 611 只存活基金和 1 288 只已解散基金)。

随时间变动的存活性偏误

图 4.1 描述了以三年为一个滚动期来计算的存活性偏误的演变,第一个滚动期为 1985 年 1 月到 1987 年 12 月,最后一个滚动期为 2000 年 1 月到 2002 年 12 月。这样我们就可以更准确地分析存活性偏误是如何随时间而演变的。

图 4.1 表明,月度存活性偏误从 1985 年 1 月开始的 0.7%左右增加到 1988 年夏季后的 0.85%,随后在 1989 年跌至底部。在





注:我们的数据库包括 1 899 只 CTA 基金(到 2002 年 12 月时有 611 只存活基金和 1 288 只已解散基金)。纵轴上的数字为月度百分比。

图 4.1 存活性偏误的变化过程(每三年一个滚动期)

这之后,它一直增长到 1993 年(0.9%),然后不断下降,在 1994 年 1 月到 2000 年 1 月期间均值为 0.55%左右。最后一个三年滚动期开始于 2000 年 1 月,存活性偏误基本上持续下降至 2002 年 12 月的 0.12%。

我们对这些数据进行分析以确定引起存活性偏误变动的可能变量。一方面,1989 年 1 月存活性偏误大幅下降(以及随后的缓慢增长)能够通过当时存活基金业绩低于 1988 年和 1989 年期间基金整体业绩的事实来解释。第一次业绩较差(underperformance)出现于 1988 年 12 月(当时存活基金的收益为 1.87%,而基金整体业绩为 2.94%)。而且,这也是第一次主要的业绩较差现象,其后在 1989 年出现负收益的月份中还有一些其他的业绩较差现象(比如,3 月份存活基金收益为-3.9%,整体收益为-1.85%;4 月份存活基金收益为-2.54%,整体收益为-0.91%)。另一方面,存活性偏误在 1992 年 11 月和 12 月结束的时期中出现了大幅增长,这主要可以通过 1992 年 6 月、7 月、8 月大大优于市场的业绩来解释,其中 6 月、7 月、8 月三个月业绩平均优于整体业绩 3 个百分点。总体

来说,图 4.1 确认了存活基金业绩优于基金整体的时期,以及存活基金和解散基金之间差异并不重要的时期。

我们也分析了整体数据中按正收益月份和负收益月份^{〔1〕}计算的存活性偏误。有趣的是,表 4.5 表明平均的存活性偏误在所研究的三个时期中是一样的,都为 0.48。存活性偏误的标准差和中位数也几乎一致。惟一显著的差别在于三年滚动期内的最小值,负收益月份 0.13% 的偏差值相对于整体期间和正收益月份 0.06% 的偏差值要高很多。最大值介于 0.87%~0.90% 之间,几乎相等。

表 4.5 以三年为滚动期间的存活性偏误的描述性统计量

	均值	标准差	中值	最小值	最大值
整体期间	0.48	0.18	0.51	0.06	0.90
正收益月份	0.48	0.18	0.51	0.06	0.90
负收益月份	0.48	0.18	0.52	0.13	0.87

注:标准差、最小值、最大值等均为在整个研究期间(1985 年 1 月至 2002 年 12 月)以三年为滚动期的存活性偏误计算。

研究方法

本研究的目的是确定一些 CTAs 是否可以一致并持续保持优于其同行的业绩。为达到这个目标,我们构建一个 CTA 整体指数 (CTA Global Index),它包含了我们数据库中所有的基金以及代表每个 CTA 策略的指数。为了检验是否有一些基金可以显著优于其他指数,我们使用以下的回归。

$$R_{it} = \alpha_p + \beta_{p1} R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$p=1 \text{ 至 } 1899, \text{ 且 } t=1 \text{ 至 } 216$$

〔1〕 如果整体数据库中业绩为正,则我们认为相应月份为收益为正的月份。如果整体数据库中业绩不为正,则我们认为相应月份为收益为负的月份。



其中, R_p = 第 p 个 CTA 在 t 时期的收益;

R_k = 考察的策略指数在 t 时期的收益。

我们就每个基金与整个 CTA 数据库指数进行比较分析,同时也把每个基金与它的策略指数进行比较分析。得到结果之后,我们则需确定 CTA 收益中是否存在惯性(momentum)。如果 CTA 的业绩真的是可以预测的,那么积极的 CTA 选择策略能够增加组合的预期收益。我们界定这样一个假定作为业绩持续性的假定,即在当期能够取得高于平均回报的 CTA 在接下来的时期也将取得高于平均回报的业绩。Sirri 和 Tufano (1998)和 Zheng(1999)强调了在共同基金研究中进行持续性分析的重要性。他们证明了大量资金从上年业绩较差的基金撤出,流入上年业绩最好的基金。Capocci 和 Hübner(2004)在对冲基金的研究中已经强调了这一点。他们发现投在这些业绩最佳基金上的资金量可以作为未来基金业绩的预测指标。

在以上的简单模型中,我们将应用 Carhart(1997)的研究方法。所有基金依据以前年度的收益进行排序。每年 1 月份我们把所有基金分成 10 个相等权重的投资组合,按照历史收益从最高到最低排序。投资组合 1(高)和 10(低)按照同样的测度再进一步细分。这些投资组合直到下一年 1 月份才会重新调整。如此排序后,我们就取得了从 1985 年 1 月到 2002 年 12 月间每级投资组合的月度收益时间序列。在这期间消失的基金在消失前仍包含在相等权重的原等级平均值中,然后组合权重将适当地重新调整。

最后,在本研究的最后部分,我们想从实证的角度来确定是否有一些策略持续地优于其他策略。为了实现这个目标,我们使用以下回归。

$$R_{Dt} = \alpha_P + \sum_{i=1}^{12} \beta_{Pi} R_{it} + \epsilon_{Pt} \quad (4.2)$$

$P = 1$ 至 10 , 且 $t = 1$ 至 216

其中, R_{Dt} = 第 P 个分级在 t 时期的收益;

$R_{it} = 12$ 个指数(CTA 整体指数,技术货币型策略指数,技术分散型策略指数,技术金融/金属型策略指数,其他技术型策略指数,股票指数型策略指数,期权型策略指数,系统化交易型策略指数,套利型策略指数,机动抉择型策略指数,基本面型策略指数,无类别策略指数)在 t 时期的收益。

我们对每个级别就 CTA 整体指数和每个策略指数进行回归。通过这样做,我们可以确定是否有一些级别处于某些策略作用之下,这表示该策略会专门出现在相应的分级中。

业绩分析

我们运用上面刚讨论过的模型来分析我们的数据以确定是否有一些策略的业绩在不同的时期能显著优于 CTA 整体指数。在下面的部分中我们将研究在 CTA 业绩中是否存在惯性(momentum)。

表 4.6 显示出一些有趣的结果。首先,我们看到各策略间的结果是不同的,表明业绩与细分策略的类别有关。其次,表的第一列给出了不同策略的阿尔法值(α),当我们采用 CTA 整体指数来考虑全部基金业绩时,这个值表示不能被 CTA 整体指数所解释的业绩。数据显示,11 个策略中有 7 个在 1%或 5%的显著性水平上显著为正(技术金融/金属型策略,技术货币型策略,其他技术型策略,机动抉择型策略,股票指数型策略,套利型策略和期权型策略);2 个策略并非显著为正(基本面型策略和无类别策略);同时 2 个策略显著为负(技术分散型策略和系统化交易型策略)。这些结果表明除了两个策略外全部策略的业绩显著不为零,这意味着单个策略的业绩显著不同于它们集合的总体业绩。^[1]

[1] 这个 CTA 整体指数是由划分在不同策略中的所有单个基金构成,所用基金是一样的,只是划分方式不同。



表 4.6 策略指数的相对业绩分析

	阿尔法值	CTA 指数	R^2
技术分散型	-0.28***	0.14***	0.92
技术金融/金属型	0.65**	0.64***	0.38
技术货币型	0.92***	0.38***	0.18
其他技术型	2.56***	0.33**	0.04
基本脸型	0.52	0.56*	0.08
机动抉择型	1.23***	0.39***	0.29
系统化交易型	-0.58***	1.30***	0.95
股票指数型	1.86***	-0.07	0.00
套利型	1.01***	0.12*	0.02
期权型	2.03***	0.53	0.03
无类别	0.16	0.83***	0.74

注:此表显示了除其他技术型(1985年8月至1995年5月和1998年10月至2001年4月)和期权型(1990年9月至2002年12月)之外,1985年1月至2002年12月期间各策略指标与整体数据的回归分析结果。 t 统计显示异方差性是一致的。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

表中数据为月度百分比。

其中正的阿尔法值(α)按月度百分比从技术金融/金属型策略的 0.65%到期权型策略的 2.03%来排列;阿尔法值为负的有两个,一个是技术分散型策略,为 -0.28%,另一个是系统化交易型策略,为 -0.58%。

第三,大多数的贝塔值(β)在 1%的显著性水平上显著为正。对于四个策略(基本脸型,股票指数型,套利型和期权型),贝塔值要么在 10%的显著性水平上是显著的,要么就不显著。以上四种策略总共包含了 52 只基金或更少,这表明它们只代表了指数的一

小部分。这个事实部分解释了它们对于 CTA 整体指数的有限影响力。

最后, R^2 一列显示的数字差别非常大。 R^2 的值域从股票指数型策略基金的 0.00 到系统化交易型策略基金的 0.95。正如我们所预测的, 在阿尔法值比较低时, 以及当贝塔值不显著而阿尔法值特别低的情况下, 可以获得最大的 R^2 值。

表 4.7 显示了不同的子期间中同样的结果。在数据方框 2 中将最后的那个子期间分成牛市和熊市之前, 我们在数据方框 1 中把分析的时间划分为三个六年期的子期间(1985 年 1 月至 1990 年 12 月, 1991 年 1 月至 1996 年 12 月, 1997 年 1 月至 2002 年 12 月)。最后一个子期间的牛市和熊市期间分别为 1998 年 1 月至 2000 年 3 月和 2000 年 4 月至 2002 年 12 月。最后子期间的分析特别有趣, 因为我们通过这个分析能够确定不同策略在牛市和熊市期间相对于其同行取得了怎样的业绩。为了获取相关信息, 我们在数据方框 3 中显示了一个十年期分析的结果。

数据方框 1 中的结果显示, 在三个子期间内很少有阿尔法值改变符号, 并且在整个期间显著为正或负的阿尔法值没有在子期间内变得显著为负或显著为正。

数据方框中第一行表明技术分散型策略基金在每个子期间内业绩都差于 CTA 整体指数, 但是这种情况仅在第一个和最后一个子期间内显著。数据方框 2 表明这种策略在牛市期间取得了差于市场的业绩, 但是在熊市中取得了稍微优于市场的业绩(尽管并不显著)。在十年期的分析中, 这个策略取得了稍差于市场的业绩。其调整后的 R^2 在每个分析的子期间内都较高。

数据方框 1 表明技术金融/金属型策略、技术货币型策略、其他技术型策略、股票指数型策略、期权型策略、套利型策略、无类别策略基金的业绩在一些子期间是优于市场的, 在其他期间则与 CTA 整体指数相一致。机动抉择型和系统化交易型策略基金的业绩总是优于其同行。基本面型策略基金从来没有显著地为 CTA



表 4.7 不同 CTA 策略的子期间业绩分析

数据方框 1：子期间分析					
	1985 年 1 月至 1990 年 12 月	阿尔法值	CTA 指数	R ²	1991 年 1 月至 1996 年 12 月
技术分散型		-0.52**	1.20***	0.94	技术分散型 -0.08
技术金融/金属型		1.55**	0.58***	0.30	技术金融/金属型 0.44**
技术货币型		1.73***	0.24**	0.08	技术货币型 0.30
其他技术型		3.82**	0.25*	0.03	其他技术型 1.18
基本面型		1.46	0.53	0.08	基本面型 0.69
机动抉择型		2.53***	0.36***	0.26	机动抉择型 0.93***
系统化交易型		-1.25***	1.30***	0.96	系统化交易型 -0.50***
股票指数型		3.66***	-0.28	0.03	股票指数型 0.54*
套利型		2.49***	0.15**	0.10	套利型 0.54***
期权型		NA	NA	NA	期权型 1.29
无类别		0.50*	0.90**	0.78	无类别 0.04
					CTA 指数 0.62***
					R ² 0.89 0.62 0.48 0.07 0.07 0.22 0.97 0.17 0.01 0.04 0.78



续表

数据方框 1(续): 子期间分析		数据方框 2: 牛市分析			
1997 年 1 月至 2002 年 12 月	阿尔法值	CTA 指数	R ²	1998 年 1 月至 2000 年 3 月	R ²
技术分散型	-0.09	0.92***	0.85	技术分散型	1.1*** 0.89
技术金融/金属型	0.10	0.58***	0.44	技术金融/金属型	0.56** 0.43
技术货币型	0.49***	0.49***	0.33	技术货币型	0.86** 0.17
其他技术型	2.64*	-0.29	0.01	其他技术型	NA NA
基本面型	-0.35	0.47	0.03	基本面型	0.72 0.00
机动抉择型	0.62***	0.24***	0.13	机动抉择型	0.81** 0.15
系统化交易型	-0.26***	1.37***	0.98	系统化交易型	-0.37*** 0.98
股票指数型	1.21***	0.20	0.03	股票指数型	2.67*** 0.02
套利型	0.73*	-0.75***	0.20	套利型	0.51 -0.86*** 0.27
期权型	2.58***	0.25	0.01	期权型	3.73*** -0.64 0.05
无类别	0.34***	0.44***	0.39	无类别	0.36** 0.23 0.19

续表

数据方框 2(续):熊市分析		数据方框 3:十年期分析			
2000 年 4 月至 2002 年 12 月	阿尔法值	CTA 指数	R ²	1993 年 1 月至 2002 年 12 月	R ²
技术分散型	0.08	0.84***	0.87	技术分散型	-0.10
技术金融/金属型	0.15	0.49***	0.40	技术金融/金属型	0.14
技术货币型	0.22	0.51***	0.39	技术货币型	0.36***
其他技术型	3.43*	-0.50	0.04	其他技术型	1.72*
基本盘面型	-1.81*	0.93*	0.11	基本盘面型	0.62
机动抉择型	0.56***	0.17**	0.11	机动抉择型	0.70***
系统化交易型	-0.21***	1.35***	0.98	系统化交易型	-0.33***
股票指数型	0.42	0.24	0.05	股票指数型	0.99***
套利型	1.33**	-0.90**	0.24	套利型	0.21*
期权型	1.59**	0.26	0.02	期权型	0.72***
无类别	0.28	0.54***	0.45	无类别	2.20***
					0.33***
					0.48***
					0.49

注: t 统计显示异方差性是一致的。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

表中数据为月度百分比。



整体指数增加过业绩。

数据方框 2 中的结论是比较有趣的,因为它表明特定的策略基金何时取得了优于其同行的业绩。技术金融/金属型策略、技术货币型策略、股票指数型策略和无类别策略基金业绩在牛市中优于它们的同行,而套利型基金的业绩却是在熊市中优于其同行。技术分散型策略基金的业绩在牛市中显著差于市场,而在熊市中却没有显著地偏离于其同行。机动抉择型、系统化交易型和期权型策略基金的业绩总是优于它们的同行,尽管其中系统化交易型基金的业绩相对差些。最后,基本面型策略基金的业绩与 CTA 整体指数的表现相一致。

现在让我们逐个来比较这些子期间,而不是分析一个策略在每个子期间内业绩表现如何。在数据方框 1 中,我们能看到在 1991 年 1 月至 1996 年 12 月期间很少有阿尔法值是显著的,这表明大部分策略的业绩与 CTA 整体指数是一致的。我们在数据方框 2 中也看到了类似的结果:大部分策略的业绩在牛市中是显著优于或差于市场的,而在熊市期间则很少这样。最后,在十年的期间内,很多策略的业绩显著优于 CTA 整体指数。令人吃惊的是,技术分散型策略和技术金融/金属型策略基金的业绩在 1985 年 1 月至 2002 年 12 月整个期间内是分别显著优于和差于市场的,但在最后的十年期时期内并没有显著偏离 CTA 整体指数。^[1]

就对 CTA 整体指数的影响力而言,一些策略(技术分散型策略、技术金融/金属型策略、技术货币型策略、机动抉择型策略、系统化交易型策略)总是显著的,而其他策略(其他技术型策略和套利型策略)并非总是,只是在一些子期间内有些影响。基本面型、股票指数型和期权型策略基金则从来或者几乎从来不具有对指数的影响力。

经过调整的 R^2 在分析的子期间内没有发生重大变化。该系

[1] 然而,从逻辑上说,它们仅分别在第一个子期间内差于或优于市场。



数最大的变化分别如下:对于技术金融/金属型策略基金,这一系数从1985年1月至1990年12月期间的0.30变化为1991年1月至1996年12月期间的0.62;对于技术货币型策略基金,这一系数从1985年1月至1990年12月期间的0.08变化为1991年1月至1996年12月期间的0.48;对无类别策略基金,这一系数从1991年1月至1996年12月期间的0.78变化为1997年12月至2002年12月期间的0.39。

个体基金业绩分析

在这部分中,我们将确定从整体数据中获得的结果是否与个体基金一致。我们不再给出从所有基金得到的结果,但我们会作出总结。这个分析中的第一步是对数据库进行过滤。作为被选入数据库的筛选条件,每个基金必须要有至少24个月的数据。我们因此剔掉了385只基金,总共获得1508只基金。然后我们就每个基金对CTA整体指数进行了回归分析。结果总结在表4.8中。

表4.8 个体基金的业绩分析结果汇总,1985年1月至2002年12月

正阿尔法值				CTA整体指数正向影响		
显著性水平	1%	5%	10%	1%	5%	10%
基金数	207	120	88	753	156	88
比例	13.7%	8.0%	5.8%	49.9%	10.3%	5.8%
负阿尔法值				CTA整体指数负向影响		
显著性水平	1%	5%	10%	1%	5%	10%
基金数	176	86	84	15	24	20
比例	11.7%	5.7%	5.6%	1.0%	1.6%	1.3%

注:t统计显示异方差性是一致的。

表中数据为月度百分比。

表4.8表明,在研究期间,13.7%的基金在1%的显著性水平上显著优于CTA整体指数,另外8%的基金在5%的显著性水平上优于整体指数。然而,11.7%的基金在1%的显著性水平上也显

著差于整体指数,5.7%的基金在5%的显著性水平上差于整体指数。表4.8的右边部分表明,49.9%的基金在1%的显著性水平上受到CTA整体指数显著的正向影响力,另外10.3%的基金在5%的显著性水平上受到CTA整体指数显著的正向影响力。很少有基金受到CTA整体指数的负向影响,只有1.0%的基金在1%的显著性水平上和1.6%的基金在5%的显著性水平上受到CTA整体指数的负向影响。

这些结果比较有趣。因为这些结果表明,作为一个整体,21.7%的基金显著优于CTA整体指数,而15.4%的基金显著差于整体指数。业绩一时优于市场是一回事,优异的业绩是否具有持续性则是另一回事。确定业绩优于市场是否具有持续性以及是否能够被预测将是很有趣的。大多数基金都受到CTA整体指数显著的正向影响,这点并不令人惊讶。但是,仍然有一些基金受到整体指数显著的负向影响。

表4.9给出了估计系数的描述性统计量。其中阿尔法平均值是0.14%(中位数是0.107%),标准差为1.84%。贝塔平均值(在这里贝塔值是相对于CTA整体指数来计算的)是0.89。这意味着CTA平均值并不是完全受市场作用的。这个数字相当于一个组合与类似标准普尔500指数这样的股票指数间的贝塔值。惟一的差别在于参考的指数不一样。

表4.9 个体业绩估计的描述统计数据,1985年1月至2002年12月

	均值	标准差	中值	最小值	最大值
阿尔法值	0.14%	1.84	0.11%	-8.06%	22.09%
整体指数	0.89%	1.07	0.69%	-6.24%	5.45%
R^2	0.18	0.21	0.09	-0.04	0.87

注:t统计显示异方差性是一致的。

表中数据为月度百分比。

R^2 的平均值为0.18%,标准差为0.21%。这些数字看起来比较

低,个体的 R^2 总是较总体指数的 R^2 为低。其最小值和最大值分别为-0.04 和 0.87,这表明指数几乎解释了该基金 90%的业绩。

业绩的持续性

现在我们将要确定 CTA 业绩是否存在持续性。为此,我们首先根据以前的业绩每年将基金平均划分为 D1 到 D10 共十个等级。等级 1(D1)包含的是业绩最差的基金,等级 10(D10)包含的是业绩最好的基金。我们还将最差与最好的两个等级(D1 和 D10)各分成三个子等级。

整体分析结果

表 4.10 对每个等级都给出了描述性统计量。这些数据显示出一些有趣的特征。除了 D6 有些偏高之外,平均收益在 D1 到 D7 间或多或少是比较稳定的。但从 D8 到 D10,平均收益增加更加明显。后三个等级提供了更高的业绩。收益中位数虽然数值较低,但也表现出和平均收益一样的变化模式。标准差表明业绩最好等级中基金收益的波动也更大。这个效应在子等级中更重要,在那里月度标准差有时会达到 20%。最小值并没有显著差异,除了在最小值较低的子等级(尤其是 D10 等级)中。最大值随着基金业绩的提高而增加。对于业绩最好的基金,月度最大收益能够高达 140%。

对于各等级,峰度都很大,且偏度都为正,而且它们都随业绩的增加而增加。这意味着业绩好的基金具有厚尾的正偏度业绩分布。这与最小值和最大值结果是一致的。最后,按 5%无风险利率计算出的夏普比率在数值上都比较小。夏普比率最大的是那些业绩较差的基金。这可以通过业绩较好基金的标准差更高这个事实来解释。

表 4.10 基于以前年份业绩的分级描述统计量

	平均收益	标准差	中值	最小值	最大值	偏度	峰度	夏普比率
D1	1.24	4.71	0.39	-8.37	30.38	1.69	7.07	0.17
D2	1.02	3.34	0.51	-5.70	20.67	1.74	6.39	0.25
D3	1.07	3.00	0.51	-4.34	15.21	1.66	4.79	0.27
D4	1.10	3.22	0.61	-6.97	19.86	1.97	7.84	0.25
D5	1.05	3.22	0.56	-6.07	24.42	2.59	14.65	0.26
D6	1.35	3.79	0.82	-7.11	19.91	1.86	6.11	0.22
D7	1.21	4.08	0.59	-7.14	27.55	2.37	12.14	0.20
D8	1.67	4.56	1.10	-6.16	35.00	2.81	15.72	0.18
D9	1.87	5.66	0.85	-7.93	46.75	3.97	25.34	0.14
D10	2.67	6.18	1.68	-6.63	45.38	3.56	20.28	0.13
D1a	1.30	5.49	1.08	-12.86	58.46	5.70	57.77	0.15
D1b	1.33	5.09	0.76	-11.09	28.83	1.82	6.83	0.16
D1c	1.96	5.99	1.18	-12.74	50.10	3.58	24.20	0.14
D10a	3.17	19.99	0.85	-46.29	140.91	2.45	13.69	0.04
D10b	1.90	14.77	0.87	-29.39	100.95	1.93	10.16	0.06
D10c	1.31	7.72	0.77	-24.47	34.74	0.56	3.04	0.11

注:夏普比率按 5% 无风险利率计算得出。

表中的数据为月度百分比。

表 4.11 包含了业绩持续性分析的结果。阿尔法值表明,除了等级 10 以外,所有等级相对于整体指数来说都表现不佳。对于 D2、D4、D5、D6、D7 和 D9 等级,这种表现不佳是显著的。这些结果表明,当考虑总体指数业绩时,大部分基金在 1985 年 1 月至 2002 年 12 月间并未能增进收益(反而是在降低收益)。有趣的是,D10 等级(含有以前年度业绩最好的基金)具有正的但并不显著的阿尔法值。所有等级都受到 CTA 整体指数的正向影响,尽管只有 D1、D6、D8 和 D9 受到影响是显著的。每个等级调整后的 R^2 值相当高。然而,对于子等级(尤其是 D1 的子等级),调整后的 R^2 值则相

贵

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

对较低。^[1]

表 4.11 CTA 业绩持续性,1986 年 1 月至 2002 年 12 月

	均值	标准差	阿尔法值	CTA 指数	调整后的 R ²
D1	1.24	4.71	-0.33	0.97***	0.57
D2	1.02	3.34	-0.20**	0.76***	0.70
D3	1.07	3.00	-0.09	0.71***	0.77
D4	1.10	3.22	-0.19**	0.80***	0.84
D5	1.05	3.22	-0.25***	0.80***	0.85
D6	1.35	3.79	-0.18**	0.94***	0.84
D7	1.21	4.08	-0.47***	1.04***	0.89
D8	1.67	4.56	-0.19*	1.15***	0.87
D9	1.87	5.66	-0.40***	1.40***	0.84
D10	2.67	6.18	0.20	1.52***	0.82
D1a	1.30	5.49	1.82	0.82***	0.02
D1b	1.33	5.09	-0.09	1.23***	0.09
D1c	1.96	5.99	0.16	0.71***	0.11
D10a	3.17	19.99	-0.39	1.04***	0.49
D10b	1.90	14.77	-0.27	0.99***	0.51
D10c	1.31	7.72	0.07	1.17***	0.52

注:本表报告的是各等级业绩针对 CTA 整体指数回归的分析。

t 统计显示异方差性是一致的。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

表中的数据为月度百分比。

[1] 我们已经通过分析数据理解了这一点,我们的结论是:在业绩最差的等级中每年有很多基金解散。这意味着这些子等级不包含很多基金,这也导致该子等级相对于整体等级具有更不稳定的收益。

子期间分析

表 4.12 列示了不同子期间的持续性分析结果。子期间包括一个牛市期(1998 年 1 月至 2000 年 3 月)、一个熊市期(2000 年 4 月至 2002 年 12 月)和一个终止于 2002 年 12 月的十年期。分析的目的在于确定以前的业绩结果是否在不同的市场环境中仍能保持稳定。表的左边部分表明业绩最差的基金在牛市期间业绩显著差于同类基金。D1、D2、D3、D4 和 D6 在 1998 年 1 月至 2003 年 3 月期间具有显著为负的截距。D9 和 D10 具有正的阿尔法值。此外，D10 的阿尔法值显著为正。这些有趣的结论说明以前年度业绩最好的基金(大约占整体基金数量的 10%)在牛市期间显著优于同类基金。子等级的分析结果不太显著。^[1] 此表还表明每个等级对于 CTA 整体指数具有明显的影响力。其中每个等级调整后的 R^2 特别高，尤其是对于较高的等级，但子等级调整后的 R^2 则一般较低。

表 4.12 的中间部分描述了对 2000 年 4 月至 2002 年 12 月期间的等级分析。这段时间对应的为熊市市场，因为 2000 年 3 月互联网技术泡沫破灭了。分析表明，除了 D6 之外所有的等级均有负的阿尔法值，但只有 D5 的阿尔法值是显著的。这一结果说明在 2000 年上半年开始的熊市中没有任何一组基金可以提供持续的收益。正如所期望的，业绩最好的子等级(D10c)具有一个正的(但并不显著)阿尔法值。然而，每个等级均显著受到 CTA 整体指数的正向影响。

表 4.12 的右边部分是对终止于 2002 年 12 月的十年期的分析。在此部分中，除了 D10 所有的等级都具有负的阿尔法值，并且大部分等级都显著地降低了整体收益(D1、D2、D5、D7、D8 和 D9 都有显著为负的阿尔法值)。正如在前面牛市中分析的，D10 具有显

[1] 因为很多基金在划入业绩最好或业绩最差的年份后就解散了，所以子等级往往包含很少的基金。如我们在分析存活性偏差中提到的，存活性偏差在 CTA 数据中是重要的，我们必须考虑到这个因素。



表 4.12

业绩持续性的子区间分析

1998年1月至 2000年3月				2000年4月至 2002年12月				熊市期间				1993年1月至 2002年12月				十年期	
阿尔 法值	指数	调整后 的R ²		阿尔 法值	指数	调整后 的R ²		阿尔 法值	指数	调整后 的R ²		阿尔 法值	指数	调整后 的R ²			
D1	-1.05***	0.91**	0.20	D1	-0.45	1.22***	0.55	D1	-0.47**	1.12***	0.47						
D2	-0.40**	1.01***	0.78	D2	-0.08	0.83***	0.61	D2	-0.28***	0.97***	0.68						
D3	-0.21**	0.83***	0.84	D3	-0.19*	0.83***	0.87	D3	-0.13*	0.85***	0.82						
D4	-0.31**	0.98***	0.86	D4	-0.01	0.90***	0.91	D4	-0.05	0.81***	0.85						
D5	0.00	0.91***	0.89	D5	-0.17**	0.87***	0.95	D5	-0.12***	0.79***	0.89						
D6	-0.26***	1.05***	0.94	D6	0.08	1.03***	0.91	D6	-0.10*	0.90***	0.88						
D7	-0.15	0.80***	0.87	D7	-0.15	1.07***	0.92	D7	-0.26***	0.98***	0.89						
D8	-0.21**	1.18***	0.87	D8	-0.12	1.11***	0.91	D8	-0.15***	1.13***	0.89						
D9	0.02	1.19***	0.84	D9	-0.09	1.22***	0.85	D9	-0.25***	1.29***	0.86						
D10	0.79**	1.34***	0.64	D10	-0.06	1.07***	0.75	D10	0.38**	1.21***	0.71						
D1a	-0.02	2.13*	-0.02	D1a	-0.28	2.27**	0.18	D1a	-0.21	0.90***	0.44						
D1b	2.17	0.02	-0.04	D1b	-1.73	0.88**	0.00	D1b	0.04	0.44***	0.20						
D1c	-0.78	0.94**	0.03	D1c	1.15	0.32	-0.03	D1c	0.74**	0.70***	0.18						
D10a	0.41	0.64***	0.15	D10a	-0.13	1.04***	0.68	D10a	2.57	1.00	0.00						
D10b	-0.61**	0.64***	0.35	D10b	-0.07	0.54***	0.44	D10b	0.67	1.21**	0.02						
D10c	0.29	0.43***	0.01	D10c	0.50	0.74***	0.46	D10c	0.64	0.28	0.00						

注：本表报告的是1993年1月至2002年12月期间各等级业绩针对CTA整体指数回归的业绩持续性分析。

t统计显示异方差性是一致的。

*** 显著性水平为1%。

** 显著性水平为5%。

* 显著性水平为10%。

表中数据为月度百分比。



著为正的阿尔法值。这表明这一特定的等级相对于同类基金能够持续创造价值。对于所有的等级来说,它们都显著受到市场的正向影响,并且和其他情况一样,每个等级调整后的 R^2 均很高。

策略分析

一旦获得了以上的结果,我们则可以就相同数据对不同策略收益^[1]进行回归,以确定一些策略在某些等级中是否在统计上更具代表性,结果如表 4.13 所示。

第一列包含了各等级的阿尔法值。这些值从 D1 到 D8 呈增加趋势。D9 和 D10 的阿尔法值为负值。这些阿尔法值很少是显著的。在 10% 的显著性水平上,D2、D3、D4 是弱的负显著,而 D8 则是显著为正。有趣的是,子等级 D10a 和 D10c 都显著地为负。所有这些数值都不同于在业绩或业绩持续性分析中得到的数值。

其他几列显示了各等级受前面界定的策略的影响程度。我们先横向分析这张表,再纵向分析,但首先我们想要强调一个事实,即一个策略对某个等级的显著负向影响意味着该等级对阿尔法值产生了负数贡献。D1 等级(业绩最差的基金)显著受到机动抉择型和系统化交易型策略基金的正向影响,并受到期权型策略基金的显著负向影响。D1 等级的平均收益为 1.24%(见表 4.11)。当我们考虑策略业绩时,阿尔法值为 -0.58%(见表 4.13)。两者之间的差距主要源于基本面型和系统化交易型策略基金的影响。^[2] D2 显著地受到技术货币型策略、技术分散型策略和其他技术型策略基金的正向影响。有趣的是,该等级不受系统化交易型基金的显著影响。D3 等级显著受到系统化交易型策略基金和技术货币



[1] 我们已经分析了不同策略在相关性上的关系。我们没有发现策略间存在高相关性。惟一能导致估计问题的相关性是 CTA 整体指数和某些策略间的高相关系数。为解决这个问题,我们分别在有 CTA 整体指数和没有 CTA 整体指数情况下进行了两种估计。所得到的结果在本质上是是一致的。我们仅给出没有 CTA 整体指数情况下的结果。

[2] 回想一下,系统化交易型策略与 CTA 整体指数相关性为 0.98(见表 4.3)。这意味着系统化交易型策略在特别情况下可被视同为 CTA 整体指数。

表 4.13

分等级业绩分析,1986年1月至2002年12月

	阿尔法值	套利型	机动 抉择型	基本型	期权型	股票 指数型	系统化 交易型	货币型	技术 分散型	技术金融/ 金属型	其他 技术型	无类别	调整后的 R ²
D1	-0.58	-0.10	0.85**	-0.02	0.08**	0.03	0.50**	0.02	-0.03	0.21	0.00	0.38	0.56
D2	-0.49*	0.00	-0.09	0.05	0.00	0.08	0.37	0.28***	0.38**	-0.02	0.05**	0.34	0.74
D3	-0.27**	-0.03	0.03	0.03	0.00	0.07	0.58***	0.13**	0.10	0.08	-0.01	-0.01	0.84
D4	0.22*	-0.03	0.10***	0.00	0.00	-0.06*	0.71***	-0.03	-0.05	-0.04	0.00	-0.05	0.87
D5	0.17	-0.06**	0.11**	-0.01	0.03**	-0.03	0.49***	-0.03	0.13	-0.07	0.02*	-0.02	0.83
D6	0.05	-0.04*	0.04	0.00	-0.03	0.07	0.56***	-0.03	0.16**	-0.14**	0.01	0.06	0.84
D7	0.00	0.03	0.10*	-0.01	-0.01	0.03	0.75***	0.00	-0.03	0.12**	0.00	0.01	0.88
D8	0.21*	0.02	0.14**	0.00	-0.01	-0.02	0.80***	-0.13*	0.08	-0.03	0.00	-0.05	0.87
D9	-0.14	0.05	0.17*	0.01	0.01	0.01	0.66***	-0.06	0.16	0.16	0.00	-0.11	0.76
D10	-0.27	-0.02	0.31**	0.03	-0.01	0.29	0.16	0.06	0.17	0.26**	0.01	0.31**	0.59
D10a	-0.74*	0.05	0.21	0.11**	0.00	-0.03	0.56**	-0.08	0.21	-0.08	0.04	0.56*	0.34
D10b	-0.03	-0.02	-0.21	0.01	0.01	0.05	0.30*	-0.05	0.08	0.01	-0.05*	0.26	0.19
D10c	-1.01**	-0.05	-0.36**	-0.05	-0.08	0.07	-0.57	-0.02	0.95**	0.78***	-0.02	0.46	0.28
D1a	1.66	-1.64	1.41	0.05	-0.34	0.75	-3.69	0.01	0.09	1.89	-0.09	3.77*	-0.16
D1b	-2.17	-0.39	4.06	-0.49	-0.11	-0.23	-0.54	-0.01	0.17	1.06	-0.17	2.5*	0.11
D1c	0.95	-0.43	1.02**	0.00	-0.09	0.09	-0.03	0.25	-0.50	-0.22	0.09	0.88	-0.09

注:本表报告的是各等级业绩针对 CTA 整体指数和 CTA 策略指数回归的业绩持续性分析。

t 统计显示异方差性是一致的。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

表中数据为月度百分比。

商品交易

商品交易

型策略基金的正向影响。D4 受到机动抉择型策略基金和系统化交易型策略基金的正向影响。D5 显著受到套利型策略基金的负向影响,并显著受到机动抉择型策略、期权型策略和系统化交易型策略基金的正向影响。

D6 显著受到系统化交易型策略基金和技术分散型策略基金的正向影响,并且受到技术金融/金属型策略基金的负向影响。D7 显著受到系统化交易型策略基金的正向影响,并受到技术金融/金属型策略基金的负向影响,而 D8 是受到机动抉择型策略基金和系统化交易型策略基金的正向影响。在这种特殊的情况下,所描述的策略并不能完全解释阿尔法值(因为它一直弱显著性地为正)。D9 是显著地受到机动抉择型策略基金和系统化交易型策略基金的正向影响。最后,D10 是显著受到机动抉择型、技术金融/金属型和无类别策略基金的正向影响。注意,D10 也是惟一受无类别策略影响的等级。

如果我们通过列而不是行来分析表 4.13 中的结果,以检测特定等级(最好、中等、较差)中是否存在某种策略,我们将发现一些有趣的特征。首先,每个策略在各等级中都至少要有一个显著的系数(有些等级中只有弱的系数)。有趣的是,对大部分策略,10 个等级中显著性只出现 1 次(套利型、基本面型、期权型、股票指数型及无类别型)。然而,请注意,这些策略中大部分只含有几只基金,这也解释了这些策略对绝大部分等级的非显著性。此外,那些包含很少基金数量的策略基金集中于 1 个等级中。

某些系数的变化是很有趣的。例如,对于期权型策略,其系数对于 D1 中显著为负,对于 D5 则为正。这表明这一策略显著地反向影响了某些等级。对于技术货币型策略基金,其系数对于 D2 和 D3 显著为正。随后系数开始变小,至 D8 时其系数只有很弱的负显著性了。这也表明了这种重新划分特定策略的一种模式。无类别策略对于 D1 和 D2 的系数很高(但不显著),然后这个系数开始变小,到 D10 时还显著为正。在各等级间系数变化的模式也许反



映了在各等级中策略过度代表和代表不足的状态。惟一的例外是系统化交易型策略基金,其包含了一半以上的观察对象。这个策略几乎在各个等级中都出现了。

最后一列的 R^2 表明各个等级的收益可以用模型很好地解释。除了 D1 和 D10,其余的都大于 0.7%。 R^2 在子等级中低一些。这可由子等级中包含的基金数比较少来解释。

解散频率

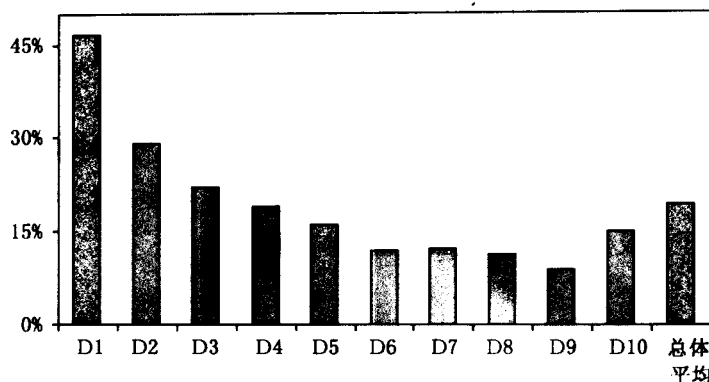
在总结之前,我们分析一下我们数据库中的解散频率(Dissolution Frequencies),它被定义为停止向数据库报告的基金数。这个测度类似于存活性偏误,区别在于我们会基于以前年度的业绩逐年分析每个等级。这种分析是很有趣的,因为它有助于我们判断差的业绩是否导致下一年更高的解散率以及是否好的业绩可以保证不被解散。

平均解散频率

Capocci 和 Hübner(2004)已经分析了对冲基金中的解散频率。他们发现业绩差的基金其平均解散频率为 15%,而业绩好的为 7%。他们认为,业绩差的基金解散得更频繁,但业绩好的基金并不能免于被解散。

图 4.2 显示了平均解散频率。频率从业绩最差基金的 46.6% 逐步递减到 D6 的 11.6%,在 D7 时为 12.1%,D8 时为 11%,D9 时为 8.8%。D9 在所有等级中解散频率最低。有趣的是,D10 的解散频率为 14.9%。总体平均解散频率为 19.2%。

这些数字说明了一些有趣的模式。首先,在绝对值上,CTA 的解散频率相当高。对各等级的年率检验表明,年度解散频率最大值范围从 D8 的 21.9%(1998 年和 1999 年)到 D1 的 74.6%



注: t 年末 CTA 的解散频率是一个 $t-1$ 年十级分类的函数。在 t 年初,所有的基金根据它们的 $t-1$ 年的收益归入十级排序。如果一个对冲基金在 t 年末之前的任一时期停止报告其收益,那么它将被算作解散。

图 4.2 平均解散频率

(2001 年)。其次,业绩差的基金面临相当高的解散频率。如图所示,1986~2002 年期间,对于前一年业绩最差的基金来说,其平均解散频率超过 46%。这意味着近一半业绩较差的基金将在下一年被解散。近年来这种趋势更加明显,其中 2001 年的解散频率高达 74.6%。再次,D1 等级的解散频率比其他等级都要高,与它最接近的是 D2 等级,为 23.9%。我们可据此得出结论,糟糕的业绩将导致基金解散。最后,解散频率从 D1 到 D9 是递减的,但到 D10 又增加了。这表明好的业绩也不能保证其免于被解散。D10(业绩最好的基金)的解散频率要高于 D5 到 D9 等级。Capocci 和 Hübner(2004)发现了一些具有较低净值的对冲基金的定性结论。

年度解散频率

图 4.3 描述了图 4.2 中列出的各等级的年度解散频率随时间的变化过程。图 4.3 表明在所研究的第一年中被解散基金的比例接近于 0。随后大多数等级的解散频率开始增加直到 1993 年。在 1994 年,大部分的解散频率也都是增加的,除了 D1 和 D2 的解散



频率在降低(D1 从 1993 年的 55.3%减至 1994 年的 47%,D2 从 1993 年的 44.6%减至 1994 年的 40%)。在此之后,各等级的年解散频率取决于所考察的年度和所在等级,或增或减。

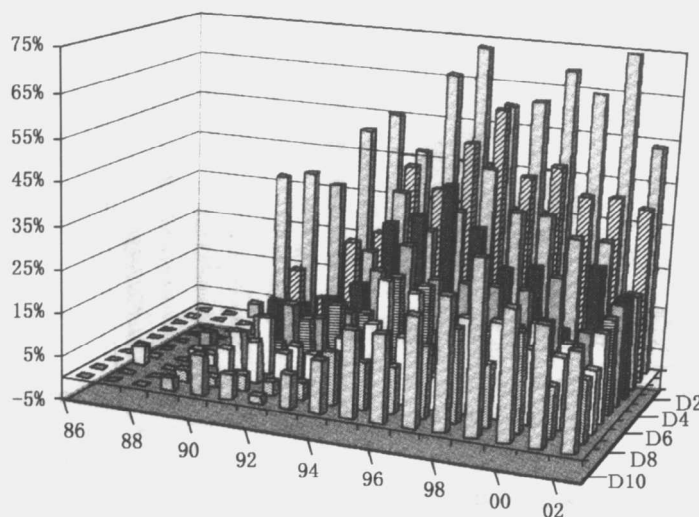


图 4.3 等级间年度解散频率的变化过程,1986~2002 年

在 1999 年,无论是业绩最好的还是业绩最差的基金,其解散频率都特别高,解散频率分别为 39.5%(相对于 1998 年的 30.3%和 2000 年的 29.6%)和 69.4%(相对于 1998 年的 61.4%和 2000 年的 64.8%)。业绩差的基金在 1996 年(72.9%)、1999 年(69.4%)和 2001 年(74.6%)面临高的解散频率。有趣的是,D2 等级在 1997 年解散频率较高,为 60%,和 D1 当年的解散频率一致。此外,在每个具体年度里,D2 的解散频率总是比 D1 要低,D9 也总是比 D10 要低。

差值分析

图 4.4 显示了 D1 和 D2 之间,D10 和 D9 之间及 D1 和 D10 之间的差值(spread)。图 4.4 是有趣的,因为它显示了这些差值是如何随着时间变化的。图中前排部分(D10 减 D9)表明这一差值在

1995 年之前几乎为 0 (甚至在 1993 年时为 -1.3%), 并且 1999 年时, 即牛市高峰期, 增长显著。D1 减 D2 的差值在 1994 年和 1997 年特别低。D1 减 D10 的差值在 1993 年 (47.4%)、1996 年 (52.9%) 和 2001 年 (47.8%) 特别地高。

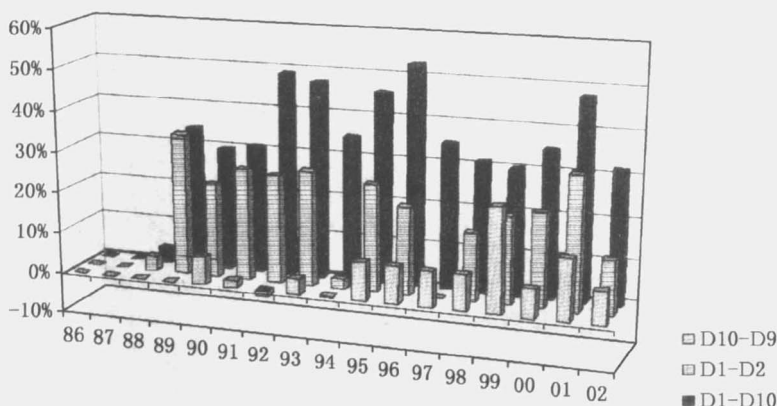


图 4.4 解散频率间的差值, 1986~2002 年

这一解散频率的分析得出了几个有趣的结论。首先, CTAs 的解散频率很高。其次, 业绩糟糕会导致基金被解散, 而业绩好也不能保证基金不被解散。最后, 解散频率在分析的第一年里会显著增加, 然后就随时间的变化而变化, 某些等级的解散频率在 1999~2001 年期间来说比较高。

结 论

在本章中, 我们研究了 CTA 的存活性偏误、业绩和业绩持续性。在经过文献回顾和统计量描述后, 我们分析了不同 CTA 策略之间的相关性。结果表明大部分界定的策略是弱相关的, 这表明需要把基金分别归入各类策略中。存活性偏误分析表明, 在 1985 年 1 月至 2002 年 12 月整个期间, 我们的 CTA 数据库中包含每年

5.4%的存活性偏差。每三年为一滚动期的存活性分析表明,这一偏差随时间变化显著。

我们的业绩分析试图确定是否有一些策略业绩优于CTA整体指数,这个指数是由数据库中所有基金组成。我们的结果表明,在11个策略中有7个策略业绩显著优于CTA整体指数,2个业绩显著差于CTA整体指数。子期间分析表明业绩优于市场或差于市场的状态随时间保持不变。大多数策略受到CTA整体指数的显著正向影响。个体基金业绩分析表明,21.7%的基金具有显著为正的阿尔法值,同时,研究期间16.4%的基金在5%的显著性水平上业绩显著差于CTA整体指数。

为了进行我们的业绩持续性分析,我们运用了Carhart(1997)推荐的十级分类法。然后我们确定某些等级业绩是否可以随着时间显著优于或差于CTA整体指数。我们的结果表明,在整个期间内大多数等级的业绩显著差于CTA整体指数。子期间分析表明,业绩最好的等级,D10,是惟一在大多数时间内业绩显著优于CTA整体指数的等级。我们也分析了各等级受到不同策略影响的程度,并发现一些等级受各种策略的影响更大。最后,我们分析了每个等级随时间变化的解散频率。我们的结果表明,CTA的解散频率特别高,业绩糟糕将导致基金解散,而好的业绩也不能保证基金免于解散。

对于想要将CTAs纳入组合配置的投资者和基金之基金的经理们,以下三个结论是与他们非常相关的。

1. 一些CTA策略的业绩随时间是优于市场平均水平的。然而,很少有基金在业绩上表现出持续性。大多数基金业绩显著差于市场平均水平。

2. 随着时间的演进,超过20%的单个基金的业绩显著优于它们的同行,按照以前年份的业绩对基金进行分级归类,几乎所有基金的业绩都差于CTA整体指数。

3. 解散是CTA业绩中一个真实的问题,因为已解散的基金业

绩显著差于现存基金的业绩,对于业绩较差的基金,在其困难的月份中,其解散频率可能达到 60%。

CTA 业绩分析的下一步是将我们的模型和分类分析法应用到单个策略分析中,以确定单个策略结果是否存在差别,并进一步检验这些结果的可靠性。

作者:Daniel Capocci

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第五章 运用数据包络分析的 CTA 业绩评价

我们将数据包络分析运用到 CTAs 的业绩评价框架中。数据包络分析这一技术允许我们将几种业绩评价方法通过建立一个多维的有效前沿而整合为一种效率评分测量方法。有效前沿中的两个维度与标准的 Markowitz 均值—方差体系框架相一致,同时其他的风险和收益维度包括偏度和峰度。我们还将说明一种分析效率评分决定因素的方法。针对代表不同市场环境的两种时间框架下的 CTA 收益,我们就股票贝塔值、贝塔平方值,基金规模,经理人交易记录的跟踪时间长度,投资者类型(市场焦点),以及投资策略(机动抉择型或者系统型)等因素与效率评分进行 Tobit 回归分析。我们发现在两个时间框架下,效率评分与贝塔平方值都是负相关关系。结果也表明,正如我们研究中 DEA 模型所界定的,新成立的 CTA(那些经理人被跟踪记录的时间较短)倾向于取得更好的效率评分。这一关系在 1998~2000 年这段时间内是最显著的,但是在 2000~2002 年这一期间统计上并不显著。对于以上两个时期,基金规模与效率评分都不相关。

介 绍

商品交易顾问(CTAs)的行业业绩报告提出了多个业绩测量方法,诸如收益、标准差、最大损失(drawdowns)^{〔1〕},贝塔值和阿尔法值等。投资者和基金经理认识到了运用多维评价方法从不同角度分析基金风险的重要性。这对于不断壮大的另类投资类别——管理型期货——是特别重要的,管理型期货与传统的共同基金以及很多对冲基金策略具有不同的风险/收益特征。然而对于所有的资产类别,学术文献很少能提供一个将多种风险测度方法整合为一体的全面性框架(Arnott 2003)。常见的情况是,研究集中在单个的风险测度方法上,对单个的风险测度方法进行比较。

“管理型期货”是对冲基金的一个子部分,它们将期货合约作为几种交易工具(包括互换和银行间外汇交易市场)之一来使用,对于对冲基金,期货是一种用来实现其策略的手段而不是结果。管理型期货这个名字错误地表达了期货只是工具而非目的这样一个事实。管理型期货包括了广泛的个人商品交易顾问(CTAs)。CTAs 也是一个不确切的名字,因为总体来说,大部分 CTAs 交易在金融市场交易,而不是在商品市场。像任何其他另类投资类别一样,交易经理们表现为很多类型和子类型。比如,有系统型和机动抉择型的 CTAs,有专门试图跟踪趋势的 CTAs,有识别反向机会的 CTAs,以及将两种方法相结合的 CTAs。^{〔2〕}

在本研究中,我们基于数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)的多维标准来审视 CTAs 的业绩。DEA 建立了一个多

〔1〕 基金净值在一段时期内高峰与低谷的差额,一般用来衡量某段时期的最大损失风险。——译者注

〔2〕 另外一个类别的划分标准是时间结构。有长期、短期和中期交易者以及各种时间组合的交易者。



维有效前沿并赋予每个 CTAs 一个效率分数,评分为 1(或者 100%)表明完美有效,评分小于 1 表明基于所选取的业绩标准而言相对低效。

我们选择作为业绩评价基础的标准是月度收益、峰度、最小收益、偏度、收益标准差和负月度收益比例。尽管有很多其他可能合适的标准,但是那些未被包含在内的标准或者可能与已包含变量重复,或者在最优框架下没有意义。在这个框架中有意义的标准是寄希望在不同市场条件下可以取得最大或最小的标准。这一原因导致我们拒绝股票贝塔值作为 DEA 模型中的一个标准,因为 CTAs 可能期望在上升市场中具有一个较高的贝塔值,而在一个下跌市场的时期内具有一个负的贝塔值。

除了应用 DEA 方法评价 CTA 业绩,我们还研究了效率评分和基金规模、投资风格与策略、经理人交易记录追踪时间长度,以及 CTA 收益与股票市场收益协方差的测度。我们提出如下问题:

■ 新成立的对冲基金经理^[1]真的比更大的、已成立的基金经理做得好吗?

■ 效率评分与股票市场之间有关系吗?如果有,市场环境因素影响这一关系吗?

■ 投资策略(系统型、机动抉择型、趋势追随型)或投资类型(分散型、金融型、货币型等)在不同的市场环境中重要吗?

我们分析了两个不同市场环境中的月度 CTA 收益:从 1998 年开始的 24 个月(那时股票市场收益基本为正数)和从 2000 年开始的 24 个月(那时股票市场收益大部分时间为负)。从被跟踪记录时间较短的基金具有更高的效率评分这方面来看,我们发现新成立基金的经理比已成立基金的经理经营得更好。基金规模和基金经理任期是弱正相关的。然而,与传统观念相对的是,更大的基金具有更好的效

[1] 我们将交易记录跟踪时间短的基金经理作为新成立 CTAs 这一类别。该类别明显不同于投资于新兴市场的基金经理。

率评分。这些结果涉及了最优基金规模的容量问题。然而,基金规模和基金经理任期的系数仅在第一时段(1998~2000年)是统计上显著的,这表明容量问题在平静的股票市场中不太重要。

对于两个时段,股票贝塔值的平方与效率评分负相关,并且系数高度显著。这一结果似乎受到了我们 DEA 模型中风险最小化设计的影响。投资类型虚拟变量(分散化或者非分散化)不是影响效率评分的一个显著因素。系统型策略变量是显著的,但仅仅是在第二个下跌市场时段(2000~2002年)。我们认为这些结果是初步的,因为几个问题可能正在影响它们的显著性。值得注意的是,当我们样本规模被投资类型和策略所分解后,代表每组的 CTAs 数量就非常小了。然而,我们相信这一方法对于进一步的研究仍是希望之路。

本章的下一部分提供了对不同风险测量方法和业绩评价问题的背景讨论。被选为 DEA 模型和回归模型的输入变量将在以前研究的背景下进行讨论,并将就数据进行描述。变量说明后面是对 DEA 方法和 Tobit 回归的解释,Tobit 回归研究的是 DEA 模型中获得的效率评分的决定因素。结论得出后在最后一部分作了总结。

风险测量和业绩评价

大量投资基金业绩模型和测量标准的存在,部分是因为一些测量方法比其他方法更适合某种目的。比如,夏普比率(Sharpe ratio)在分析整体投资组合时是合适的,而 Treynor 比率(Treynor ratio)在评价作为较大投资组合一部分的证券和投资时是合适的。^[1] 这些众多的业绩测量方法和方式也表明,为了准确评价业绩可能需要不止一个风险测量方法。相反的是,一些测量方法可

[1] 夏普测度方法在分析一个整体投资组合时是合适的,因为标准差或者说是总体风险是在夏普比率的分母上,而贝塔值在 Treynor 比率的分母上,贝塔值是测量系统性风险的,系统性风险将对一个良好分散化的组合风险产生影响。



能是多余的。举个例子, Daglioglu 和 Gupta(2003b)发现, 基于一些风险测量方法构建的对冲基金组合收益与基于另一些风险测量方法构建的组合收益经常是高度相关的, 有时甚至是完全相关的。Burghart, Duncan 和 Liu(2003)则说明, 只要给定一个基金经理的平均收益、收益标准差和被跟踪记录时间长度, 最大损失的理论分布是可以高度精确地被复制的。

本部分我们将以回顾一些传统的投资业绩评价方法和分析技巧作为开始。我们回顾基于现代投资组合理论的单因素风险测量方法, 讨论解释时间变动风险的扩展业绩评价模型, 探讨假定均值方差充足性的问题, 考虑投资类型和业绩分布的多因素模型。这一简短的回顾显示出了业绩测量方法的过剩。数据合适和冗余的问题在本研究数据描述部分中会再次出现。本部分还将讨论使用基准来评价绝对收益策略^[1]而产生的表观悖论问题, 并对潜在的业绩决定因素进行探讨总结。

阿尔法和基准

传统的资产经理都寻求业绩优于某一个基准, 他们的业绩就是根据相对于基准的阿尔法来测度的。CTAs 遵循在所有市场条件下都试图取得正收益的绝对收益策略, 对于 CTAs 和其他对冲基金策略来说存在一些基准。在考虑绝对收益策略的基准之前, 我们首先回顾一下传统资产管理背景中的基准概念。给定系统风险(贝塔值)^[2]和市场(基准)收益, Jensen(1968)的阿尔法一般是一个资本资产定价模型(CAPM), 该模型测量一项资产的年平均收益超过 CAPM 模型预期收益的程度。阿尔法也可以通过多指数

[1] 绝对收益策略寻求在所有市场条件下都取得正的收益。与之相反的是, 相对收益策略只寻求优于某一个基准。

[2] 在 Markowitz(1952)理论框架中, 整体风险通过收益标准差来量化。Tobin(1958)通过加入无风险资产对 Markowitz 的有效前沿进行了扩展, 导致资本市场线(CML)的产生并为 Sharpe(1964)、Lintner(1965)和 Mossin(1966)发展资本资产定价模型(CAPM)铺平了道路。CAPM 将系统性风险(由贝塔来测量)界定为整体风险的相关部分, 因为投资者能够分散化投资规避剩余部分风险。

模型中的其他相关风险源被测度。

鉴于基于CAPM模型的单指数模型假定证券收益是它们与市场投资组合共同变动(co-movement)^{〔1〕}的函数,多指数(或多因素)模型也假定收益是其他影响因素的函数。^{〔2〕}比如,Chen, Roll和Ross(1986)提出了一个模型,模型中的收益是一个多因素的函数,这些因素与现金流和折现率相关,比如GNP和通货膨胀指数。建立多指数模型的目的各不相同,除了业绩分析之外,也包括收益预期形成和收益来源识别。

Sharpe(1992)将股票组合收益分解为几“类”(style)因素(可以更狭窄地界定资产类别,诸如增长和收益型股票,价值型股票,高收益型债券),并证明资产的组合结构(mix)可以解释高达98%的投资组合收益。与此相似,Brinson, Singer和Beebower(1991)证明,决定90%以上投资收益的是资产的组合结构(对股票、债券和现金的配置),而不是精选证券的能力或市场选时能力。然而,Brown和Goetzmann(1995)发现了基金经理之间会相互影响的基金收益倾向,这表明业绩应归于并未在上述类(style)分析中提到的共同策略。

Schneeweis和Spurgin(1998)在一个多因素回归分析中使用了带有绝对标准普尔500收益和月度内标准普尔收益波动性的各种公开指数(高盛商品指数,标准普尔500股票指数,所罗门兄弟政府债券指数和美元交易权重货币指数,MLM指数^{〔3〕}),以说明对冲基金、管理型期货和共同基金的收益来源。在回归分析中采用的指数收益将作为那些解释自然收益来源的风险因素。解释变量,即绝对股票收益,源于灵活地进行多空操作的能力。源于使用期权或月度内时机选择策略的收益是月度内标准差的代表。

〔1〕 通常基于CAPM的业绩模型描述与市场投资组合的协方差,然而,如前面所注意到的,这些模型也能试图描述协偏度(coskewness)和协峰度(cokurtosis)。

〔2〕 套利定价模型(APT)建立了多指数模型达到均衡的条件(Ross, 1976)。

〔3〕 MLM指数(Mount Lucas Management IndexTM)基于一个构思于1998年的指数方法概念,这个指数方法将变动的(商品)市场的多空双方包括在其中以测度经济收益水平。



MLM 指数,一个旨在模拟趋势追随策略的活跃指数,捕捉的是市场暂时趋势下的无效性产生的收益。

Seigel(2003)提供了一个评价基准和投资管理的综合性回顾。如 Seigel(2003)所述,尽管 CTAs 和很多对冲基金经理采取绝对收益策略,但各种 CTA 基准目前还是存在的。

处理时间变动风险

如果基金经理随时间改变贝塔值,正如他们试图抓住市场时机时所为,则单参数风险测量方法是有问题的。例如,当股票价格上涨时,基金经理们可能提高贝塔值,反之亦然。尽管在投资组合权重已知的情況下市场风险可以测量,但这些信息通常不能公开获得,必须采用其他技术。^[1]

Mitev(1998)根据无法观察因素,运用最大可能性要素分析技术来划分 CTAs。类似的,Fung 和 Hsieh(1997b)也运用了一个要素方法来划分对冲基金。在上述两种情况下,结果都表明通常的投资方法或者交易策略(比如趋势追随,价差策略,或系统性方法等)是这些另类投资类别的收入来源。要素分析和多要素回归分析在识别作为风险代表要素(基准)的方法上有所不同。在多要素回归分析中,要素是被提前指定的。要素分析则将识别那些具有共同的但无法观察到的要素的基金,这些要素可以从基金的定性描述中推断出来。尽管有些多余,但大量的基金还是在正式的数据驱动分析过程中被进行了独立的定性描述。

本章所使用的数据包络分析方法在 Wilkens 和 Zhu(2001,

[1] Treynor 和 Mazuy(1966)向基本的线性回归中加入了一个二次项,以获取选时操作中贝塔值的非线性性质。Kon 和 Jen(1978,1979)使用了一个转换回归分析技术。Merton(1981)以及 Henriksson 和 Merton(1981)研发了基于期权的非参数和参数方法来检验方向性的市场选时能力。非参数方法需要经理们的预测知识。更经常使用的参数方法基于 CAPM,涉及加入一个额外项到通常的线性回归模型中。Ferson 和 Schadt(1996)提出,基金的贝塔值可能随基础资产贝塔值的变化以及投资组合权重的变动而变动。他们修改了经典的 CAPM 业绩评价技术,通过使用有条件的 CAPM 框架来解释风险溢价上的时间变动。这个方法去除了原先检验中经常发现的反常的负的业绩,表明将可得信息纳入业绩分析中是重要的。

2004)的研究中有更详细的描述,该方法融合了多个标准和符合这些标准的“基准”基金或其他证券。这明显有别于多要素分析。这里的基准不是风险要素而是界定在 n 维中的有效证券,其中每个维度代表了风险和收益标准。最近,Gregoriou(2003)在研究对冲基金基准的过程中运用了 DEA 方法。

偏度和峰度:质疑均值—方差的充分性

标准的 CAPM 模型框架假定投资者只关心收益的均值和方差。Ang 和 Chau(1979)提出收益分布的偏度应纳入业绩测量过程之中。即使一个投资组合中风险资产的收益是正态分布的,动态的交易策略也可能产生组合收益的非正态分布。Prakash 和 Bear(1986)以及 Stephens 和 Proffitt(1991)也提出了更高阶矩的业绩测量方法。

Fishburn(1977)、Sortino 和 van der Meer(1991),Marmar 和 Ng(1993),Merriken(1994),Sortino 和 Price(1994),以及其他人也已提出了考虑到下跌(downside)风险(或者是半方差)而不是收益标准差的测量方法。尽管这些测量方法存在一些差别,但 Sortino 比率还是抓住了这些方法的精髓。相对于夏普比率被界定为超额收益^[1]除以标准差,Sortino 比率被界定为收益除以下跌偏差(downside deviation)。下跌偏差(DD)测量低于某个最低可接受收益(minimal accepted return, MAR)的偏差程度。当然,当 MAR 是平均收益并且收益是正态分布时,夏普比率和 Sortino 比率测量的是同样的对象。Martin 和 Spurgin(1998)阐述,即使个别资产或者基金的收益呈现有偏分布,偏度在组合层面上也是趋于分散化的。然而,他们也阐明,基金经理可能会选择产生有偏分布收益的策略,作为显示他们技能的一种形式。应注意,如果协偏度可以被分散化,则协偏度是不相关的,但偏度可能还是具有一定的信号价



[1] 收益减去无风险利率。

值。此外,风险价值(VaR)测量^{〔1〕}的普及和各种另类投资对最大损失^{〔2〕}(drawdown)信息的普遍披露表明,偏度可能是重要的,不管是在投资者效用还是技能信号方面。

贝塔平方系数

Fama 和 MacBeth(1973)的经典论文和其他的几篇早期论文(比如 Carroll 和 Wei 1988;Shanken 1992)对股票收益进行了两阶段回归方法的实证检验。假定股票收益之间为一种非线性关系,检验的第二阶段回归中包括了贝塔平方值。这些检验发现,给定股票收益之间存在非线性关系的证据,贝塔平方值的系数为负并且在统计上显著。

Schneeweis 和 Georgiev(2002)为 CTAs 相对于股票市场具有非线性收益提供了证据:“把标准普尔 500 指数收益从低向高排列,并划分为四个长度为 33 个月的子期间,无论标准普尔 500 指数提供负收益期间还是提供正收益期间,管理型期货都提供了获取正收益的机会。”

我们将股票贝塔平方值包纳入 Tobit 回归分析,这一分析中因变量不是 CTA 的预期收益,而是 DEA 模型中获得的效率评分。尽管因变量与较早的股票研究中的因变量不一样,我们仍可以假设 CTA 效率评分与贝塔平方值也是负相关的。我们推断在效率评分和预期收益之间存在直接的对应关系。因此,被 Schneeweis 和 Georgiev(2002)观察到的 CTA 收益意味着一个正的系数。最后,我们注意到研究中用到的效率评分对可变性予以了最小化。除非来自高(绝对的)贝塔值的收益增进是一个抵消因素,否则这将导致贝塔平方值系数与效率评分负相关的假定。

〔1〕 见 Chung(1999)研究中关于 VaR 方法的简要回顾。

〔2〕 最大损失信息一般被作为衡量某段时期内的最大损失来披露,被定义为基金资产净值在一段时期内高峰与低谷的差额收益。Calmar 比率是一个 CTA 投资者经常感兴趣的类似测度,被定义为过去三年的年平均收益除以在此期间最大损失的绝对值。

基金规模

在 Jaeger(2003)所著的“小型化的诱惑”一章中,Jaeger 描述了为何小公司或小规模组合是对冲基金的理想特征。小公司满足了对冲基金经理的企业家精神,同时小规模组合对于对冲基金实施他们的策略经常是必要的,尤其在交易市场有时流动性不强的情况下。然而,Gregoriou 和 Rouah(2002)发现基金规模与对冲基金业绩无关。作为对冲基金的一个子类别,CTAs 在本章中被检验,以审视基金规模或者基金经理交易记录被跟踪时间长度是否与 DEA 效率评分有关。

业绩的决定因素

基于上述讨论,我们选择月度收益、峰度、最小收益、偏度、标准差和负月度收益的比例等指标作为 DEA 模型中业绩评价的基础。然后,我们研究基金规模、基金经理交易被跟踪时间长度、投资策略和投资类型对于 DEA 模型中业绩评分的潜在影响。

数据描述

数据为 216 个 CTAs 在 2000 年 3 月前后两个时期中的月度收益,这些数据来自国际证券和衍生品市场中心(CISDM)另类投资数据库。^[1] 第一段时期是一段股票市场上涨时期(1998 年 3 月 31 日至 2000 年 2 月 28 日),第二段时期是一个下跌的市场环境(2000 年 4 月 30 日至 2002 年 3 月 31 日)。标准普尔 500 指数日高点出现在 2000 年 3 月,如图 5.1 所示。两段时期标准普尔 500 指数的平均月度收益分别是 1.28%和-1.11%。

[1] 我们从数据库中选择在投资类型和策略上具有最完整信息的基金。



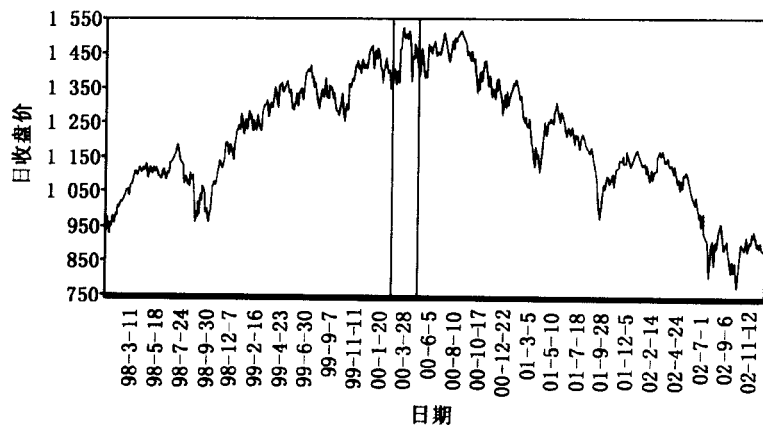


图 5.1 标准普尔 500 指数日收盘价,1998~2002 年

DEA 模型中使用的业绩标准是从两段时期的 CTA 收益计算得来的。“估计”有效前沿的 DEA 方法是一个非统计性方法。因此,所有偏离有效前沿的偏差都是无效的(也就是不允许有统计噪音)。因此,以这个方法获得的有效测量对于越界的效果非常敏感。所以,对于 DEA 模型中运用的业绩标准,需要特别注意以检查任何的越界行为。对于在两个时期的一个中具有越界行为的 CTAs,从两个时期中都予以剔除以便获得两组一致的 CTAs。我们最终的样本包含 157 个 CTAs,用在 DEA 模型和随后的 Tobit 回归分析中。表 5.1 提供了针对两个时期内 DEA 模型标准的描述性统计量,以及针对全部、最终样本的描述性统计量。

表 5.1 对于 DEA 模型标准的描述性统计量

原始数据		标准差	负月度收益的比例	平均月度收益	偏度	最小收益	峰 度
216 个 CTAs (1998~2000)	均值	0.055	0.427	0.010	0.460	-0.091	1.637
	标准差	0.034	0.124	0.013	0.929	0.063	2.732
	最小值	0.005	0.042	-0.024	-2.120	-0.530	-1.524
	最大值	0.193	0.750	0.111	3.694	-0.006	16.370
216 个 CTAs (2000~2002)	均值	0.055	0.456	0.006	0.183	-0.103	1.223
	标准差	0.034	0.118	0.011	0.897	0.076	2.365
	最小值	0.004	0.125	-0.032	-4.442	-0.483	-1.328
	最大值	0.245	0.750	0.073	1.981	-0.003	20.812

续表

原始数据		标准差	负月度收益的比例	平均月度收益	偏度	最小收益	峰 度
157 个 CTAs (1998~2000)	均值	0.056	0.453	0.016	0.420	-0.093	1.040
	标准差	0.026	0.092	0.026	0.705	0.049	1.644
	最小值	0.022	0.292	-0.018	-1.516	-0.247	-1.498
	最大值	0.155	0.750	0.115	2.224	-0.012	6.249
157 个 CTAs (2000~2002)	均值	0.058	0.481	0.005	0.247	-0.109	0.635
	标准差	0.031	0.094	0.009	0.596	0.067	1.160
	最小值	0.013	0.208	-0.032	-1.570	-0.385	-1.328
	最大值	0.191	0.750	0.027	1.471	-0.018	4.748

我们使用的来自 CISDM 另类投资数据库的其他信息包括管理资产规模、基金建立的日期以及基金投资类型^[1](农产品、货币、分散化、金融品种和股票)和策略(机动抉择型、系统型和趋势追随型^[2])信息等。分散化投资类型是最普遍的,如表 5.2 所示,数量占到我们最终样本 CTAs 的 59%。如表 5.3 所示,系统型投资策略最普遍,占到最终样本的 66%。表 5.4 描述了基金经理交易记录被跟踪时间长度的分布,表 5.5 展示了两个时期中平均的基金管理资产规模的分布。

表 5.2 依据投资类型划分的 CTAs 数量

投资类型	CTAs 数量	CTAs 比例(%)
农产品	6	4
货币	20	13
分散化	93	59
金融品种	33	21
股票	5	3
合 计	157	100

[1] 我们遵循 Sharpe(1992)所创建的术语,着眼于投资类型来命名市场。

[2] 我们遵循 Fung 和 Hsieh(1997a)的研究,把积极管理类别作为策略,我们使用的分类表来自 CISDM 数据库。



表 5.3 依据投资策略划分的 CTAs 数量

策 略	CTAs 数量	CTAs 比例(%)
机动抉择型	12	8
系统型	103	66
趋势追随型	42	27
合 计	157	100

表 5.4 基金经理交易记录被跟踪时间的长度

基金经理交易记录被跟踪时间的长度	CTAs 数量	CTAs 比例(%)
<6	8	5
6—<7	19	12
7—<8	15	10
8—<9	28	18
9—<10	10	6
10—<11	9	6
11—<12	13	8
12—<13	17	11
13—<14	5	3
14—<15	2	1
15—<16	9	6
16+	22	14
合 计	157	100

表 5.5 平均的基金管理资产分布

1998~2000 年			2000~2002 年		
平均管理资产规模 (百万)	CTAs 数量	CTAs 比例(%)	平均管理资产规模 (百万)	CTAs 数量	CTAs 比例(%)
<2.5	19	12	<2.5	23	15
2.5—<5	14	9	2.5—<5	17	11
5—<10	13	8	5—<10	17	11
10—<20	25	16	10—<20	15	10
20—<30	8	5	20—<30	17	11
30—<40	14	9	30—<40	11	7
40—<50	6	4	40—<50	9	6
50—<100	27	17	50—<100	14	9
100—<150	7	4	100—<150	8	5
150—<200	2	1	15—<200	5	3
200—<400	14	9	200—<400	15	10
400+	8	5	400+	6	4
合 计	157	100	合 计	157	100

表 5.7

DEA模型标准的最高值和最低值相关矩阵,依据投资组合

1998~2000 年		最大标准差	最小标准差	最大负值百分比	最小负值百分比	最大相关系数	最小相关系数	最大收益	最小收益	最大偏度	最小偏度	最大收益	最小收益	最大峰度	最小峰度
最大标准差		1													
最小标准差		0.125	1												
最大负值百分比		-0.102	0.041	1											
最小负值百分比		-0.094	0.054	-0.085	1										
最大相关系数		-0.109	0.138	0.004	0.111	1									
最小相关系数		-0.027	0.082	0.015	-0.067	-0.075	1								
最大收益		0.147	-0.021	0.039	-0.042	0.110	-0.003	1							
最小收益		0.041	-0.066	0.048	-0.122	-0.073	0.080	0.100	1						
最大偏度		0.185	0.008	-0.065	0.138	0.047	0.045	-0.076	-0.041	1					
最小偏度		-0.067	-0.087	-0.008	0.111	0.034	0.098	0.050	-0.029	0.025	1				
最大最小收益		0.023		-0.126	-0.206	0.089	-0.031	-0.002	-0.040	-0.089	0.050	1			
最小最小收益		-0.061	-0.025	0.038	0.035	0.016	0.122	0.064	-0.097	-0.099	0.099	0.164	1		
最大峰度		-0.006	0.076	0.083	0.013	-0.154	0.168	-0.006	-0.050	0.042	-0.018	0.086	0.057	1	
最小峰度		-0.006	0.276	0.059	0.040	-0.001	0.044	-0.010	0.025	0.066	-0.111	-0.178	-0.023	0.218	1





续表

2000~2002 年	最大 标准差	最小 标准差	最大负值 百分比	最小负值 百分比	最大 相关系数	最小 相关系数	最大收益 最小收益	最大偏度 最小偏度	最大 最小收益	最小 最小收益	最大峰度 最小峰度			
最大标准差	1													
最小标准差	-0.051	1												
最大负值百分比	-0.057	-0.009	1											
最小负值百分比	-0.076	0.158	-0.027	1										
最大相关系数	0.152	0.126	-0.061	-0.001	1									
最小相关系数	-0.137	0.038	0.044	-0.044	-0.142	1								
最大收益	-0.135	0.101	-0.078	0.189	0.076	0.238	1							
最小收益	0.088	0.258	0.122	-0.082	0.089	-0.098	0.063	1						
最大偏度	-0.060	-0.163	-0.102	-0.138	0.146	-0.055	-0.052	0.070	1					
最小偏度	0.009	-0.002	-0.138	0.181	0.039	0.179	0.183	-0.028	1					
最大最小收益	0.052	-0.094	-0.201	0.106	-0.021	-0.014	-0.127	0.220	-0.012	-0.001	1			
最小最小收益	0.149	0.119	-0.041	-0.064	0.067	-0.037	-0.171	0.206	0.021	0.116	0.003	1		
最大峰度	-0.112	0.131	-0.069	0.004	-0.009	0.071	0.032	0.076	-0.094	0.001	0.186	0.049	1	
最小峰度	0.091	0.003	-0.139	0.114	0.146	0.088	0.003	-0.080	0.092	0.168	0.057	-0.035	-0.182	1

表 5.8 回归分析中所用变量的统计量汇总

变 量	均 值	标准差	最小值	最大值
贝塔	-0.068	0.205	-0.782	0.470
贝塔平方值	0.046	0.096	0.000	0.612
平均管理资产规模	\$ 90 659 049	\$ 175 566 905	\$ 86 542	\$ 172 390 042
基金经理交易记录 被跟踪时间的长度	11.055	4.362	5.667	22.167
变 量	均 值	标准差	最小值	最大值
贝塔	-0.063	0.294	-0.870	0.868
贝塔平方值	0.090	0.159	0.000	0.756
平均管理资产规模	\$ 92 303 454	\$ 222 082 600	\$ 92 542	\$ 2 078 385 875
基金经理交易记录 被跟踪时间的长度	11.055	4.362	5.667	22.167

方 法

数据包络分析的简要背景

数据包络分析是一种数学程序化方法,首先由 Charnes、Cooper 和 Rhodes(1978)提出,用于测量个体决策单元(Decision-making Units, DMUs)在多要素投入和多产品产出过程中的效率或业绩。参数类的方法(如基于回归分析的方法)有时要求研究者对于投入和产出之间的函数关系作出武断的假设,DEA 则不需要这样的假设。它允许我们基于观察到的 DMUs 的投入产出组合来建立一个有效前沿,不需要对有关投入产出之间的函数关系作任何事先的假定。

考虑一个行业,投入为 n 维的向量 $x=(x_1, x_2, \cdots, x_n)$,产出为一个 m 维向量 $y=(y_1, y_2, \cdots, y_m)$ 。向量 x_j 和 y_j 分别代表第 j 个决策单元的投入产出束。假定观察 N 个 DMUs 的投入产出数据,

技术集合可以通过基于一些规律性假设的生产可能性集合 $T = \{(x, y) : y \text{ 能由 } x \text{ 生产出来}\}$ 来完整刻画, 在规模报酬可变情况下规律性假设如下:

1. 所有观察到的投入产出组合是可行的。

$$(x_j, y_j) \in T; (j=1, 2, \dots, N)$$

2. T 显示出对投入要素的自由控制。

$$(x_0, y_0) \in T \text{ 且 } x_1 \geq x_0 \Rightarrow (x_1, y_0) \in T$$

3. T 显示出对产品产出的自由控制。

$$(x_0, y_0) \in T \text{ 且 } y_1 \leq y_0 \Rightarrow (x_0, y_1) \in T$$

4. T 是凸性的。

$$(x_0, y_0) \in T \text{ 且 } (x_1, y_1) \in T \Rightarrow (\lambda x_0 + (1-\lambda)x_1, \lambda y_0 + (1-\lambda)y_1) \in T; 0 \leq \lambda \leq 1$$

在 DEA 方法中, 效率^[1]能够基于两种导向之一来测量。第一种形成产出导向型的效率测量方法, 这种方法描述的是给定 DMU 投入水平的前提下可以获得的最大产出比例增长。第二种形成投入导向型的测量方法, 描述的是给定 DMU 中产出的前提下可以取得的最大投入比例降低。

根据 Banker、Charnes 和 Cooper(BCC)(1984), 我们能够通过解下面这个线性方程来测量第 i 个 DMU 的产出导向型的效率:^[2]

$$\text{Max } \phi_i$$

约束条件:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^N \lambda_j y_{rj} &\geq \phi_i y_{ri} & r = 1, 2, \dots, m \\ \sum_{j=1}^N \lambda_j x_{sj} &\leq x_{si} & s = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (5.1)$$

[1] 这里使用的效率的概念是指技术上的效率。这一概念是在具有 n 个变量、 n 维(而不是两个熟悉的均值和方差维度)的扩展有效前沿背景下使用的。

[2] Charnes、Cooper 和 Rhodes(1978)模型假定规模报酬不变, 而 Banker、Charnes 和 Cooper(1984)提出的模型允许规模报酬可变。



$$\begin{aligned}\sum_{j=1}^N \lambda_j &= 1 \\ \lambda_j &\geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, N\end{aligned}$$

对于一个有效的 DMU, $\phi_i = 1$, 相应的, 对于一个无效的 DMU, $\phi_i > 1$ 。

另一方面, 投入导向型的效率测量方法能够通过解下面的线性方程获得第 i 个 DMU 的效率:

Min θ_i

约束条件:

$$\begin{aligned}\sum_{j=1}^N \lambda_j y_{rj} &\geq y_{ri} \quad r = 1, 2, \dots, m \\ \sum_{j=1}^N \lambda_j x_{sj} &\leq \theta_i x_{si} \quad s = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{j=1}^N \lambda_j &= 1 \\ \lambda_j &\geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, N\end{aligned} \quad (5.2)$$

在这种情况下, 一个有效的 DMU 将具有 $\theta_i = 1$, 相应的, 一个无效的 DMU 将表现为 $\theta_i < 1$ 。

这两种模型的同一个要求是投入和产出都一定不能为负。然而, BCC 产出导向型模型 (5.1) 对于投入水平的平移是不变的, 同时 BCC 投入导向型模型 (5.2) 对于产出水平的平移也是不变的 (Ali and Seiford 1990)。选择适当的模型, 我们就能够通过平移处理负的产出量或负的投入量。

DEA 在 CTA 业绩研究中的应用

在本研究中, 我们的目标是获取一个针对我们样本中每个 CTA 的多标准效率测量方法。Wilkins 和 Zhu (2001) 对将 DEA 应用到测量基于多标准的 CTA 效率产生了兴趣。他们也提供了一个 DEA 如何能用于 CTA 效率评价的详细例子。根据一个类似的方法, 我们通过将标准差和负收益的比例作为 DEA 模型中的

“投入”来测量每个 CTA 的效率;我们将收益(平均月收益)、最小收益、偏度和峰度作为 DEA 模型中的“产出”。^[1]

由于几个 CTAs 中很多产出都是负值,我们不得不通过平移转变以获得正值。^[2](表 5.1 显示了原始数据的概括统计量;表 5.9 显示了平移数据之后的概括统计量。)作为平移转变的结果,我们选择投入导向型 BCC 模型来测量每个 CTA 的效率,因为投入导向型 BCC 模型对于产出平移是不变的。^[3]

表 5.9 DEA 模型标准的平移数据值概括统计量

原始投入和 调整后的产出		标准差	负月度收 益的比例	平均月度 收益	偏度	最小收益	峰度
216 个 CTAs (1998~2000)	均值	0.055	0.427	0.050	5.460	0.909	4.637
	标准差	0.034	0.124	0.013	0.929	0.063	2.732
	最小值	0.005	0.042	0.016	2.880	0.470	1.476
	最大值	0.193	0.750	0.151	8.694	0.994	19.370
216 个 CTAs (2000~2002)	均值	0.055	0.456	0.046	5.183	0.897	4.223
	标准差	0.034	0.118	0.011	0.897	0.076	2.365
	最小值	0.004	0.125	0.008	0.558	0.517	1.672
	最大值	0.245	0.750	0.113	6.981	0.997	23.812
157 个 CTAs (1998~2000)	均值	0.056	0.453	0.048	5.420	0.907	4.040
	标准差	0.026	0.092	0.008	0.705	0.049	1.644
	最小值	0.022	0.292	0.016	3.484	0.754	1.502
	最大值	0.155	0.750	0.072	7.224	0.988	9.249
157 个 CTAs (2000~2002)	均值	0.058	0.481	0.045	5.247	0.891	3.635
	标准差	0.031	0.094	0.009	0.596	0.067	1.160
	最小值	0.013	0.208	0.008	3.430	0.615	1.672
	最大值	0.191	0.750	0.067	6.471	0.982	7.748

[1] 我们的模型有别于 Wilkens 和 Zhu(2001)中的模型,因为在我们的模型中峰度被用做一个额外的“产出”。

[2] 这些平移使得我们每个产出变为正值:(1)收益,我们给每个 CTA 的收益加 0.04(即 4%);(2)最小收益,我们给每个 CTA 最小收益加 1;(3)偏度,我们给每个 CTA 偏度加 5;(4)峰度,我们给每个 CTA 超额峰度的原始测量数据加 3(那样获得峰度的测量值而不是超额峰度的测量值)。

[3] 我们承认标准差和负收益比例不是用以形成产出(收益、最小收益、偏度和峰度)的真正投入。然而,我们这里使用“投入”和“产出”只是为了明确表达每个标准在 DEA 模型架构下是如何被使用的。



我们遵循 Wilkens 和 Zhu(2001)的方法,但还向模型中加入了峰度指标。尽管极值理论通常将峰度看做更危险的象征,但我们采用一个更加中性的方法,即在最小化标准差和负收益比例的同时控制偏度、峰度和收益产出。我们将峰度作为 DEA 模型中的产出而不是投入的一个原因在于,我们投入导向型的 DEA 模型仅有有限的能力平移负的投入。另一个更强制性的原因是在我们 CTA 收益的样本中,平均偏度是正值,这表示极值更经常是正值而不是负值。

Tobit 回归:解释 CTAs 效率上的差异

一旦测量出样本中单个 CTAs 的投入导向型效率评分,我们即将关注是什么导致了效率上差异的问题。我们研究了基金规模、基金经理交易记录被跟踪时间长度、基金的投资类型和投资策略等潜在因素以解释根据 DEA 标准(最大化月度收益、最小收益、偏度、最小化收益的标准差和负值月度收益的比例)而体现的效率程度。然而,我们不能就效率评分进行针对自变量的标准最小二乘法回归分析,因为样本中很多 CTAs 的效率评分集聚在上限 1 附近。因为应变量,即效率评分,被删截(censor),因此在此背景下使用的适当模型就是 Tobit 回归模型,它是一个限制性应变量模型(Greene 2000)。因此,在本研究中,我们使用 Tobit 回归模型来解释 CTAs 之间效率的差异。

结 果

表 5.10 展现了所有 157 个 CTAs 效率评分的频率分布。整体看来,评分在第一阶段(上涨市场)较高,均值为 0.765,相比之下,第二阶段(下跌市场)中均值为 0.682。

表 5.10 效率评分频率分布

效率区间	1998~2000	2000~2002
<0.4	0	1
0.4~<0.5	2	12
0.5~<0.6	29	42
0.6~<0.7	27	42
0.7~<0.8	35	26
0.8~<0.9	26	17
0.9~<1	13	4
1	25	13
合计	157	157
均值	0.765	0.682
标准差	0.158	0.153
最小值	0.412	0.384
最大值	1	1

表 5.11 将评分结果依据投资类型^[1](分散化和非分散化)分解为两组,两组的均值和标准差非常接近。即两组投资类型在效率评分上没有实质性差别。

表 5.11 效率评分频率分布,依据投资类型

效率区间	分散化		非分散化	
	1998~2000	2000~2002	1998~2000	2000~2002
<0.4	0	1	0	0
0.4~<0.5	1	10	1	2
0.5~<0.6	23	20	6	22
0.6~<0.7	16	25	11	17
0.7~<0.8	21	18	14	8
0.8~<0.9	11	10	15	7
0.9~<1	10	2	3	2

[1] 因为在数据库中存在众多的分散型 CTAs,我们把所有没有被标注为分散型的 CTAs 集合成组。这导致了只有分散型和非分散型两个组别。



续表

效率区间	分散化		非分散化	
	1998~2000	2000~2002	1998~2000	2000~2002
1	11	7	14	6
合计	93	93	64	64
均值	0.745	0.679	0.793	0.687
标准差	0.156	0.155	0.157	0.151
最小值	0.412	0.384	0.443	0.469
最大值	1	1	1	1

表 5.12 将评分结果依据投资策略(系统型、机动抉择型和趋势追随型)分解为三组。基于本研究中使用的业绩标准,有弱证据显示系统型投资策略要胜于其他两种策略。在两个时期内,系统型投资策略均具有最高的平均效率评分和相对较低的标准差。

表 5.12 效率评分分布频率,依据投资策略

效率区间	机动抉择型		系统型		趋势追随型	
	1998~2000	2000~2002	1998~2000	2000~2002	1998~2000	2000~2002
<0.4	0	1	0	0	0	0
0.4~<0.5	1	1	1	6	0	5
0.5~<0.6	3	5	18	26	8	11
0.6~<0.7	2	1	14	28	11	13
0.7~<0.8	0	1	26	18	9	7
0.8~<0.9	3	0	15	14	8	3
0.9~<1	0	0	10	3	3	1
1	3	3	19	8	3	2
合计	12	12	103	103	42	42
均值	0.755	0.671	0.778	0.695	0.736	0.655
标准差	0.204	0.222	0.157	0.148	0.145	0.143
最小值	0.412	0.384	0.443	0.402	0.508	0.450
最大值	1	1	1	1	1	1

效率评分的决定因素(θ)通过使用效率评分作为应变量的 To-

bit 回归被加以研究。变量包括贝塔、贝塔平方值、基金的平均管理资产规模、基金经理交易记录被跟踪的时间长度以及投资类型和策略的虚拟变量。表 5.13 展示了所有这些变量的相关关系矩阵。

表 5.13 回归分析中所用变量的相关关系矩阵

1998~2000	θ	贝塔	平均管理 资产规模	成熟度	贝塔平方值
θ	1				
贝塔	-0.079	1			
平均管理 资产规模	-0.004	0.051	1		
成熟度	-0.186	-0.046	0.298	1	
贝塔平方值	-0.174	-0.524	-0.073	0.057	1

2000~2002	θ	贝塔	平均管理 资产规模	成熟度	贝塔平方值
θ	1				
贝塔	0.028	1			
平均管理 资产规模	0.024	-0.104	1		
成熟度	-0.088	-0.143	0.205	1	
贝塔平方值	-0.245	-0.144	-0.055	0.093	1

注： θ 表示 DEA 分析的效率评分。

表 5.14、表 5.15 和表 5.16 提供了三个 Tobit 回归分析的结果，表明贝塔平方值是一个反向影响两个时期内效率评分的显著因素。贝塔和基金经理交易记录被跟踪的时间长度（成熟度）也反向影响效率评分，但这些结果仅在第一阶段内是统计上显著的。系统型交易策略虚拟变量的系数是正的，并且在第二阶段内在统计上是显著的。

表 5.14 Tobit 回归分析的结果

变 量	1998~2000	2000~2002
截距	0.744 6 (0.054 4)	0.627 6 (0.050 2)
贝塔	-0.165 1*** (0.059 5)	-0.033 6 (0.036 2)

续表

变 量	1998~2000	2000~2002
平均管理资产规模	0.000 8 (0.000 6)	0.000 5 (0.000 4)
成熟度	-0.006 0* (0.002 5)	-0.002 4 (0.002 4)
I	0.019 2 (0.022 2)	-0.008 1 (0.020 9)
S2	0.042 1 (0.044 2)	0.075 0* (0.043 3)
S3	0.021 2 (0.046 2)	0.046 0 (0.046 4)
贝塔平方值	0.347 7*** (0.123 5)	-0.144 8** (0.064 9)

注:括号里的数据为标准误差。I, S2 和 S3 分别为非分散化投资型、系统型投资策略和趋势追随型投资策略的虚拟变量。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

表 5.15 Tobit 回归分析的结果

变 量	1998~2000	2000~2002
截距	0.791 2 (0.029 2)	0.691 6 (0.028 0)
贝塔	-0.151 7*** (0.058 8)	-0.030 5 (0.034 6)
平均管理资产规模	0.001 0 (0.000 6)	0.000 5 (0.000 5)
成熟度	-0.006 6*** (0.002 5)	-0.02 6 (0.002 4)
贝塔平方值	-0.351 5*** (0.122 1)	-0.169 2*** (0.062 6)

注:括号里的数据为标准误差。*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

注意到平均管理资产规模在 1998~2002 年期间显著性水平为 10.08%。

表 5.16 Tobit 回归分析的结果

变 量	1998~2000	2000~2002
截距	0.772 7 (0.034 8)	0.657 4 (0.033 5)
贝塔	-0.161 9*** (0.059 5)	-0.042 8 (0.034 9)
平均管理资产规模	0.001 0* (0.000 6)	0.000 5 (0.000 4)
成熟度	-0.006 2** (0.002 5)	-0.002 1 (0.002 4)
S2	0.021 7 (0.022 4)	0.039 3* (0.021 7)
贝塔平方值	-0.362 2*** (0.122 1)	-0.153 1** (0.062 5)

注:括号里的数据为标准误差。

*** 显著性水平为 1%。

** 显著性水平为 5%。

* 显著性水平为 10%。

结 论

我们阐述了 DEA 方法在评价 CTA 业绩应用中的使用,并且我们研究了业绩和基金规模、基金经理交易记录被跟踪的时间长度、投资类型和策略之间的关系以及 CTA 收益与股市收益之间协方差的测量方法。业绩通过效率评分来量化,根据选择的业绩评价标准,效率评分为 1(或 100%)代表完全有效率,评分低于 1 代表相对低效率。

我们发现了一些证据,表明新成立的对冲基金经理比成立已久的基金经理出色。特别的是,基金经理交易记录被跟踪的时间长度与我们 DEA 模型效率评分呈现负相关,但基金规模与效率评分无关。



我们也发现贝塔平方值是一个在强弱两个股市环境中都反向影响效率评分的显著因素。贝塔也反向影响效率评分,但结果仅在第一个阶段内是统计上显著的。

我们初步的结果表明投资策略(系统型、机动抉择型和趋势追随型)和投资类型(分散化型、金融型、货币型等)不影响 DEA 方法计算出的效率评分。一个例外是在第二阶段横盘、弱势的股票市场内,系统型策略在统计显著意义上相对更优于其他策略。

作者:Gwenevere Darling、Kankana Mukherjee
和 Kathryn Wilkens

第六章 市场条件变化中的 CTA 业绩

本章研究了 1990~2003 年期间六个 CTA 指数的业绩。在以上时期内,金融市场被划分为四个不同的时段(子期间),以及三个极端市场事件。我们证明传统的多因素以及多阶资产定价模型都没有充分描述以上四个时段(子期间)中任一个的 CTA 收益。然而,通过恰当地选择风险因素,我们能够解释 CTA 收益中显著的部分,并且能够评价每种策略的异常(abnormal)业绩。大部分指数的阿尔法值显示为零或负值,但它们似乎表现出正的市场选时能力。在第一个时段(子期间)中,货币指数在阿尔法值和市场选时能力上都表现为正值。除了亚洲金融危机,严重的市场危机似乎没有影响异常的 CTA 收益,这一点使机动抉择型指数的投资者受益。尽管不显著,俄罗斯危机对于 CTA 异常收益仍然具有统一、负面的影响。

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

引言

由于对冲基金相关文献的兴旺发展,商品交易顾问(CTAs)因研究者们再次恢复兴趣而受益。根据 Brorsen 和 Irwin(1985), Murphy(1986)以及 Elton、Gruber 和 Rentzler(1978)的最初研究,他们确定商品基金不太可能提供一个优于被动管理的股票和债券组合的收益。这些令人气馁的发现导致了之后十年中很少有针对 CTAs 分析的研究。

Fung 和 Hsieh(1997a)关于对冲基金业绩分析的论文重新点燃了对于 CTAs 的学术研究兴趣。在他们的论文中,作者发现某些对冲基金的收益分布与 CTAs 的收益分布拥有一些共同的重要特征。随后, Schneeweis 和 Spurgin(1997), Brown、Goetzmann 和 Park(2001)以及 Edwards 和 Caglayan(2001)对一个 CTA 和对冲基金的联合数据样本进行了研究。Fung 和 Hsieh(1997b)独立地分析了 CTA 和对冲基金这两个投资工具,发现 CTA 收益表现出类似期权的动态特征,这使得 CTAs 在投资组合管理中起到一个特殊的作用。Liang(2003)在他的分析中明确地将 CTAs 和对冲基金区分开,并总结出除了特别的管理规则将 CTAs 区别于对冲基金之外,CTAs 表现出与对冲基金策略非常低的相关性。尽管 CTAs 在牛市中似乎业绩逊于对冲基金甚至基金之基金(funds-of-funds), Edwards 和 Caglayan(2001)以及 Liang(2003)发现,在熊市情况下,CTAs 可信的行为证明其可以作为宝贵的市场下跌的对冲工具。这一非典型性行为至少部分可以归因于 CTAs 收益结构的非正态分布。

尽管 CTAs 特别的收益分布现在已被认识,但它们业绩的测量方法还在调整。通过模仿对共同基金进行的大量业绩研究,实际上对冲基金的所有研究都已采用了经典的夏普比率(1966)和

Jensen 的阿尔法(1968)作为相关的业绩测量标准。这些有问题的选择在应用到 CTAs 上时全都更加不准确(Edwards and Liew 1999; Edwards and Caglayan 2001; Liang 2003), 因为 CTAs 的基础分布特性, 以及最重要的一点, CTAs 与传统风险因素非常低的相关性都不支持这些测量标准。Edwards 和 Caglayan (2001)使用灾难损失测量方法(catastrophic loss measures)来评价这些 CTA 基金的对冲属性,但这种测量仅适用于极端风险厌恶工具,并不是对应于真实组合管理约束的一个框架性方法。这些测量方法积极的一面是它们没有对基础收益产生过程的预备知识提出要求,这消除了发现一个适当的 CTAs 定价模型的最大困难。

为了更好地获得 CTAs 的收益分布性质,本章中我们对定价模型和业绩测量方法进行共同检验。对风险溢价和 CTA 收益对于风险因素的敏感度二者的识别开辟一条道路,这条道路就是较夏普比率更少使用基于效用的业绩测量方法,并更适当地使用基于随机折现因素的业绩测量方法,诸如 Jensen 的阿尔法, Treynor 比率或者 Treynor 和 Mazuy(1966)的市场选时能力测量。

本章的下一部分考察了市场趋势和样本期发生的市场危机,并展示了 CTA 指数收益的描述性统计量。其后是对市场因素以及交易策略因素的检验。最后一部分审视了对于 CTAs 业绩的不同测量方法。

数据和样本时期

我们使用的数据集是巴克莱交易集团(Barclay's Trading group)在 1990 年 1 月至 2003 年 11 月期间的 CTA 数据。数据集由 CTA 指数和五个分类指数的月末收益构成,五个分类指数分别



是^[1]:巴克莱货币交易者指数、巴克莱金融和金属交易者指数、巴克莱系统型交易者指数、巴克莱分散型交易者指数和巴克莱机动抉择型交易者指数。

我们将样本期间划分为子期间以研究 CTA 指数在具体市场情况下的表现(见表 6.1)。从 20 世纪 90 年代初延续到 2000 年 3 月网络泡沫结束的牛市被分为三个子期间。我们将市场崩溃之前的最后 18 个月称为“强牛市”;此段时期内标准普尔 500 指数的年度收益为 29.5%。我们称从 1990 年 1 月至 1993 年 12 月的时期为“弱牛市”,从 1994 年 1 月至 1998 年 9 月的时期为“温和牛市”。上述两个子时期不仅在年度收益上几乎翻倍,从 10%升至 19%,而且收益分布也是显著不同。我们研究的第四个也是最后一个子期间是“熊市”,从 2000 年 3 月延续到 2002 年 9 月,这段时期内标准普尔 500 指数的年度收益为-22.6%。

表 6.1 子期间汇总

组 A:牛市和熊市				
市场趋势	起始	结束	年收益率	观察月份
弱牛市	1990 年 1 月	1993 年 12 月	+10.0%	48
温和牛市	1994 年 1 月	1998 年 9 月	+19.0%	57
强牛市	1998 年 9 月	2000 年 3 月	+29.5%	18
熊市	2000 年 3 月	2002 年 9 月	-22.6%	30
组 B:金融危机				
极端事件	起始	结束	年收益率	观察月份
俄罗斯危机	1997 年 10 月	1997 年 11 月	-13.0%	2
亚洲危机	1998 年 8 月	1998 年 9 月	-14.7%	2
恐怖袭击	2001 年 9 月	2001 年 10 月	-18.2%	2

两组的起始和结束日期以围绕所研究子时期的月底交易日作

[1] 本研究中,我们没有包括巴克莱农产品交易者指数,因为收益产生模型所采用的金融变量不能解释该指数收益变量的显著部分。

为认定。A 组的年收益率利用标准普尔 500 指数的收盘价值进行计算。B 组的危机强度利用事件发生月标准普尔 500 指数的最大和最小价值进行计算。

样本期内发生了三次重要的市场危机,每次危机都导致市场短期的显著下跌。可想而知,这三个危机就是俄罗斯信用危机、亚洲货币危机和“9·11”恐怖袭击。有趣的是,这三场危机对于标准普尔 500 指数影响的力度和持续时间非常相似。每个事件都引发了标准普尔 500 指数大约 15% 的下跌,并且指数恢复到先前水平所要的时间一般都是 2~3 个月。三场危机发生在两个不同的子期间:“温和牛市”和“熊市”。

表 6.2 展示了 CTA 指数在整个期间以及四个子期间超额收益的描述统计量。尽管每个 CTA 指数具有某些内在特征,但某些一般的属性对于我们样本中所有的 CTAs 来说是共有的。比较特别的是,对整个样本期的 Jarque-Bera 检验表明,除了分散型指数外,所有其他 CTA 指数都表现为非正态的超额收益分布。另一个共有的特征是“强牛市”期间非常差的结果:所有的 CTA 指数都显示为负的超额收益,而同时期股票市场却有非常高的收益水平。事实上,对于所有 CTA 指数,就业绩来说,这是公认的最差时期。这些结果与先前 Edwards 和 Caglayan(2001)以及 Liang(2003)的发现是相符的,他们也确认了牛市中 CTAs 业绩表现不佳。对于四个子期间平均超额收益的进一步检验表明,对于所有的 CTA 指数,最高的超额收益取得于“弱牛市”(包括 20 世纪 90 年代早期的萧条时期)和“熊市”(发生在网络泡沫破灭之后)。这似乎验证了 CTAs 在下跌市场中具有有价值的收益特征的观点。

CTA 指数超额收益的描述性统计量似乎表明不同类别 CTAs 间确实存在相似的收益动态特征。收益模式表现出稍有不同的两个分类指数是机动抉择型交易者指数和货币交易者指数。这两个指数显示出了最高的偏度和峰度,机动抉择型交易者指数是惟一一个在整个样本中显示出负收益的指数。

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 6.2 超额收益的描述性统计量

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B
CTA 指数	0.24	-0.05	9.71	-6.13	2.67	0.38	3.36	4.98*
	0.31	-0.08	9.71	-6.13	3.15	0.46	3.40	1.99
	0.28	0.04	5.95	-5.18	2.56	0.30	2.73	1.04
	-0.42	-0.81	2.24	-4.62	1.70	-0.41	3.22	0.55
	0.41	0.36	6.31	-4.66	2.53	0.28	3.00	0.40
系统型交易者指数	0.42	-0.04	14.17	-7.91	3.46	0.60	3.99	17.04**
	0.82	-0.21	14.17	-7.91	4.47	0.67	3.44	4.01
	0.37	0.31	7.11	-7.09	3.00	0.23	3.00	0.48
	-0.56	-1.09	2.66	-5.03	2.01	-0.22	2.56	0.29
	0.56	0.48	7.06	-5.73	3.13	0.17	2.78	0.20
金融和金属交易者指数	0.30	0.05	6.72	-4.64	2.23	0.48	3.23	6.88*
	0.63	0.12	6.72	-3.84	2.04	0.80	3.67	5.96*
	0.18	0.15	5.88	-4.64	2.44	0.39	3.05	1.47
	-0.71	-1.04	1.51	-3.16	1.35	0.03	1.85	0.99
	0.53	0.22	5.89	-4.36	2.50	0.18	2.64	0.33
分散型交易者指数	0.46	0.06	11.71	-7.35	3.61	0.35	2.99	3.46
	0.73	0.17	11.71	-7.02	4.07	0.41	2.90	1.37
	0.46	0.07	9.76	-6.88	3.51	0.38	2.93	1.36
	-0.52	-0.54	3.18	-5.77	2.43	-0.23	2.35	0.47
	0.64	0.53	7.97	-6.01	3.40	0.18	2.67	0.29
机动抉择型交易者指数	-0.02	-0.05	7.85	-3.26	1.44	1.07	7.63	181**
	0.29	-0.03	7.85	-3.26	1.71	1.71	9.33	103**
	-0.30	-0.48	3.92	-2.61	1.33	0.68	3.71	5.56*
	-0.35	-0.03	1.80	-2.88	1.30	-0.48	2.55	0.84
	0.07	0.06	3.67	-3.07	1.42	0.23	3.17	0.31
货币交易者指数	0.37	-0.35	14.37	-7.99	3.30	1.41	6.44	138**
	1.04	0.40	14.37	-7.99	5.22	0.79	2.97	4.96*
	0.08	-0.44	6.99	-4.07	2.29	0.92	3.67	9.09**
	-0.22	-0.55	2.76	-1.82	1.39	0.71	2.31	1.87
	0.12	-0.39	6.29	-2.41	2.09	1.44	4.42	12.95**

注:超额收益计算的是 CTA 指数收益率与同期 3 月期国库券收益率的差值。

* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

表 6.3 中检验了不同 CTA 指数之间以及 CTA 指数与 Russell 3000 指数一、二阶收益(Russell 平方)之间的相关系数。整个样本及子样本证实了我们先前的发现。CTA 指数、金融和金属交易者指数、系统型交易者指数和分散型交易者指数间的相关系数为正值,在所有期间都接近 1。货币交易者指数和机动抉择型交易者指数与其他 CTA 指数间相关系数最低。所有指数间和所有期间的相关系数都为正值,但相关系数相当小。整个时期内,所有的 CTA 指数与 Russell 3000 指数之间具有小且负的相关系数。这些结果在四个子期间是一致的,除了货币和机动抉择型交易者指数。这两个指数在某些期间与 Russell 3000 指数具有正的相关关系,但相关程度仍然较小。

表 6.3 CTA 指数超额收益和 Russell 3000 指数的相关性

	CTA 指数	系统型	金融和金属型	分散型	机动抉择型	货币型	Russell	Russell ²
整个时期								
CTA 指数	1							
系统型	0.98	1						
金融/金属型	0.89	0.89	1					
分散型	0.98	0.97	0.85	1				
机动抉择型	0.57	0.50	0.47	0.56	1			
货币型	0.68	0.74	0.63	0.63	0.39	1		
Russell	-0.20	-0.19	-0.18	-0.23	-0.07	-0.10	1	
Russell ²	0.25	0.25	0.30	0.28	0.16	0.09	-0.34	1
弱牛市								
CTA 指数	1							
系统型	0.97	1						
金融/金属型	0.90	0.93	1					
分散型	0.98	0.97	0.87	1				
机动抉择型	0.64	0.53	0.52	0.65	1			
货币型	0.78	0.85	0.81	0.79	0.43	1		
Russell	-0.26	-0.20	-0.20	-0.26	-0.43	-0.22	1	
Russell ²	0.33	0.34	0.40	0.32	0.40	0.30	-0.10	1

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

CTA 指数	系统型	金融和金属型	分散型	机动抉择型	货币型	Russell	Russell ²
温和牛市							
CTA 指数	1						
系统型	0.99	1					
金融/金属型	0.90	0.91	1				
分散型	0.97	0.96	0.84	1			
机动抉择型	0.71	0.66	0.60	0.70	1		
货币型	0.68	0.68	0.63	0.53	0.43	1	
Russell	0.00	0.00	0.04	-0.07	0.12	0.09	1
Russell ²	0.30	0.33	0.37	0.37	0.16	-0.02	-0.51 1
强牛市							
CTA 指数	1						
系统型	0.98	1					
金融/金属型	0.85	0.83					
分散型	0.98	0.98	0.78	1			
机动抉择型	0.59	0.47	0.41	0.52	1		
货币型	0.38	0.36	0.38	0.26	0.30	1	
Russell	0.22	-0.24	0.01	-0.26	-0.10	-0.10	1
Russell ²	-0.11	-0.13	0.18	-0.15	0.01	-0.10	0.66 1
熊 市							
CTA 指数	1						
系统型	0.99	1					
金融/金属型	0.95	0.95					
分散型	0.99	0.99	0.92	1			
机动抉择型	0.33	0.26	0.29	0.30	1		
货币型	0.67	0.64	0.61	0.60	0.30	1	
Russell	-0.37	-0.35	-0.41	-0.36	-0.19	-0.18	1
Russell ²	0.19	0.19	0.18	0.24	-0.08	-0.02	-0.59 1

解释 CTA 收益

这里我们介绍三种收益产生的过程,这些过程可能有助于理

解样本时期内月度 CTA 的收益。我们首先使用类似 Fama 和 French(1993)以及 Carhart(1997)模型中的风险溢价进行一个经典的多因素分析,这个分析包括与股票红利收益相关的额外因素,这与 Kunkel、Ehrhardt 和 Kuhlemeyer(1999)中的思路相似。我们接着通过一个简单的规则,来获取偏度和峰度的情况。最后,我们选择几个其他已经运用到对冲基金或 CTAs 业绩研究中的因素,来确定我们研究中每个子期间最好的线性资产定价模型。

多因素模型(Multifactor Model)

我们从 Carhart(1997)提出的四因素模型开始,但排除了模仿价值溢价的因素,也即高账面价值与市值比股票收益率减去低账面价值与市值比股票收益率(“High minus Low”, HML),价值溢价的因素对于我们研究中的每个回归分析均不显著。这个因素被一个与风险溢价有关的额外因素所替代,这里的风险溢价是与高收益红利支付股票相联系的。在实证收益的解释中加入这个因素所取得的实际价值方面,证据有限且富有争议,尽管如此,Kunkel 等(1999)发现确实存在一个显著的收益组成成分,这一成分与高收益红利支付股票是相关的,Martin 和 van Zijl(2003)以一个税收差额对这一点作了解释。上述市场模型的方程如下:

$$r_t = \alpha + \beta_1 Mkt_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 UMD_t + \beta_4 HDMZD_t + \epsilon_t \quad (6.1)$$

其中, r_t = CTA 指数超过 13 周短期国库券(T-Bill)的收益;

Mkt_t = 对 Fama 和 French(1993)的规模和账面价值/市值比组合的收益进行平均而取得的超额收益;

SMB_t = 针对规模因素的模拟投资组合(小规模股票收益率减大规模股票收益率);

UMD_t = 针对惯性效果因素的模拟投资组合(排名高的基金收益率减去排名低的基金收益率);

$HDMZD_t$ = 根据红利收益排序排在前 30%的股票加权平均月度收益与零红利股票加权平均月度收益之间的差额。



前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

因素是从 French 的网页^{〔1〕}上选取的。表 6.4 总结了整个时期和四个子期间按以上方法回归的结果。

表 6.4 使用修正的 Fama-French 因素的回归分析结果

		整个时期	弱牛市	温和牛市	强牛市	熊市
CTA 指数	β_1	-0.061	-0.031	0.014	-0.090	-0.223
	β_2	0.001	0.373	-0.437**	0.062	0.011
	β_3	0.077*	0.217*	-0.119	-0.040	0.051
	β_4	0.064	0.658**	-0.175	-0.066	-0.082
	R^2_{adj}	0.047	0.324	0.051	—	0.044
系统型	β_1	-0.063	0.058	0.014	-0.110	-0.280
	β_2	-0.003	0.583	-0.517**	0.062	0.019
	β_3	0.102**	0.222	-0.137	-0.020	0.060
	β_4	0.089	1.020**	-0.188	-0.060	-0.115*
	R^2_{adj}	0.043	0.286	0.057	—	0.046
金融/金属型	β_1	-0.034	0.035	0.031	0.024	-0.270**
	β_2	0.009	0.171	-0.469	0.071	0.021
	β_3	0.043	0.101	-0.077**	-0.004	0.014
	β_4	0.070*	0.433**	-0.224	0.013	-0.087
	R^2_{adj}	0.033	0.308	0.087	—	0.065
分散型	β_1	-0.120	-0.026	-0.045	-0.147	-0.331*
	β_2	-0.002	0.440	-0.599**	0.086	0.005
	β_3	0.098*	0.243	-0.242	-0.012	0.067
	β_4	0.062	0.853**	-0.236	-0.076	-0.143
	R^2_{adj}	0.050	0.314	0.057	—	0.059
机动抉择型	β_1	-0.038	-0.153**	0.025	-0.034	-0.004
	β_2	-0.014	0.012	-0.170**	0.015	-0.041
	β_3	-0.031	0.056	-0.160*	0.036	-0.045
	β_4	-0.024	0.100	-0.191**	0.009	-0.040
	R^2_{adj}	—	0.172	0.111	—	—

〔1〕 http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html。

续表

		整个时期	弱牛市	温和牛市	强牛市	熊市
	β_1	0.021	-0.013	0.046	-0.015	-0.061
	β_2	-0.021	0.392	-0.176	0.003	0.084
货币型	β_3	0.079	0.364	0.151	-0.070	0.006
	β_4	0.122**	0.915**	-0.071	-0.005	0.020
	R_{adj}^2	0.031	0.265	0.000	—	—

注: R_{adj}^2 即调整后的 R^2 。

* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

对于一个子期间(弱牛市)外的所有时期,调整后的 R^2 系数是极小的并且经常为负值。惟一观察到的统计上具有显著线性关系的期间是弱牛市期间,而在强牛市期间模型无法解释任何关系。对于机动抉择型和货币型策略,回归分析的显著性相当低,通过相关结构,可以观察到机动抉择型和货币型策略具有不同的收益模式。1990~1993 年期间,只有红利因素的系数对于除机动抉择型指数外的全部指数是显著为正的。^{〔1〕}

这些相当弱的结果证实了经典多因素模型对于评价商品交易顾问(CTAs)的要求收益是不准确的。这与有关 Carhart(1997)模型可以解释对冲基金策略平均 60% 的收益方差(Capocci, Corhay and Hübner 2003; Capocci and Hübner 2004)的普遍认同的证据形成对比,为对冲基金和 CTAs 具有完全不同的收益动态提供了进一步的证据。

多阶模型(Multi-Moment Model)

猜想表 6.2 中 CTA 收益的正偏度和高峰度特征能够导致指数收益对于多阶资产定价规则具有敏感性是很自然的。这样一种

〔1〕 当然,按照传统的 HML 因素替换这个风险溢价因素(惟一具有解释能力的因素)将取得更低的调整后的 R^2 系数。



框架也可能解释 Fung 和 Hsieh(1997b)以及 Liang(2003)中提到的 CTA 类似期权的动态特征收益的显著部分,因为期权合约的非线性支付结构产生了厚尾状的、非对称的期权收益分布。

我们选用一个针对多阶收益产生模型特征的简单规则,这类类似于 Fang 和 Lai(1997)的研究,他们研究了市场股票投资组合收益率的系统性协偏度(coskewness)和协峰度(cokurtosis)风险的有效价格。他们的一阶三次回归分析方程类似如下方程:

$$r_t = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 r_{m,t}^2 + \beta_3 r_{m,t}^3 + \epsilon_t \quad (6.2)$$

其中, $r_{m,t}$ = 市场指数上的超额收益。

不像方程(6.1)中提出的现成(prêt-à-porter)规则,在方程(6.1)中所选的市场因素必须相对市场规模考虑来说是中性的,方程(6.2)中所选的指数是对 CTA 收益影响最大的指数。根据前面的研究,我们使用 Russell 3000 指数作为市场投资组合的代表。

表 6.5 总结了方程(6.2)对整个时期和四个子期间回归分析的结果。

表 6.5 CTA 指数相对于 Russell 3000 指数的三次方回归结果

		整个时期	弱牛市	温和牛市	强牛市	熊市
CTA 指数	β_1	-0.115*	-0.522**	0.148	0.189	0.048
	β_2	0.021**	0.043**	0.022	0.081	-0.028
	β_3	0.001	0.005**	-0.000 2	-0.017	-0.004
	R_{Adj}^2	0.064	0.186	0.073	—	0.111
系统型	β_1	-0.151	-0.629**	0.194	0.051	0.161
	β_2	0.026**	0.065**	0.027	0.122	-0.034
	β_3	0.000	0.007**	-0.000	-0.015	-0.006
	R_{Adj}^2	0.053	0.156	0.198	—	0.118
金融/金属型	β_1	-0.061	-0.317	0.175	0.167	0.005
	β_2	0.021*	0.035*	0.036	0.085	-0.031
	β_3	0.000 3	0.004*	0.000 2	-0.013	-0.004
	R_{Adj}^2	0.082	0.231**	0.162	—	0.148

续表

		整个时期	弱牛市	温和牛市	强牛市	熊市
分散型	β_1	-0.136	-0.584**	0.177	0.330	0.127
	β_2	0.026**	0.054**	0.028	0.131	-0.033
	β_3	0.000 2	0.005	-0.001	-0.028	-0.006
	R_{adj}^2	0.081	0.150	0.109	0.065	0.121
机动抉择型	β_1	-0.021	-0.093	0.067	0.053	0.105
	β_2	0.009*	0.022**	0.016	0.039	-0.002
	β_3	0.000 3*	-0.001	0.000 4	-0.006	-0.001
	R_{adj}^2	0.111	0.290	0.034		—
货币型	β_1	-0.193**	-0.755**	0.099	-0.055	-0.176
	β_2	0.026**	0.068**	-0.009	-0.015	-0.00
	β_3	0.002**	0.008*	-0.001	0.002	0.001
	R_{adj}^2	0.029	0.136	—	—	—

注: R_{adj}^2 即调整后的 R^2 。

* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

从平均来看,此回归仍只解释了 CTA 收益方差中非常小的一部分。然而,四个非常有趣的模式值得注意:

1. 多阶回归分析似乎比方程(6.1)中的多因素模型更适合,除了在“弱牛市”期间,在该期间,多因素模型对于机动抉择型策略外的所有策略都更优。

2. 最显著的回归系数看来是 β_2 ,它是市场收益平方的系数。它在整个时期以及“弱牛市”子期间对于所有指数都是正的。

3. 机动抉择型和货币型指数的模式与其他 CTA 指数表现出主要的不同,其他 CTA 指数模式都很相似。对于这些与金融市场行为密切相关的指数,Russell 3000 指数的系数在整个时期都是负的,但仅在第一个子期间是显著为负的。从 1994 年后,系



数都变为正值, 尽管并不显著。因此, 这不是一个系统性反向策略的证据。我们注意到, Russell 3000 指数的系数比表 6.4 中相应的数值要显著得大(绝对值), 这表明这个指数作为一个 CTA 指数的解释变量要比给予大资本公司更多权重的代理指标更合适。

4. 多因素和多阶的规则都不具有对极端趋势(即“强牛市”和“熊市”)的解释能力。

由这些事实可以总结出, 额外的因素对于获取 CTA 收益的动态特征是必要的, 并且子期间分析由于收益缺少平稳性而变得必要。此外, 机动抉择型和货币型 CTA 指数需要单独研究, 因为它们的收益分布与其他 CTA 指数的收益分布并不相似。

定制的规则(Tailor-Made Specifications)

我们分析的起点最主要是基于实证的考虑。先前讨论的传统方法解释了 CTA 收益的部分变化, 但这些因素需要有替代性收益产生过程伴随, 并偶尔被替换。假定 CTA 经理的策略一直保持不变是不正确的, 经理会调整以适应金融、商品市场的变化以及诸如 CTAs 等管理型衍生组合能够利用的特定市场条件。因此, 我们预期定价模型将随着发展的市场环境而变化。

三组因素可以用来构建实证上有效的模型。第一组备选因素是在我们先前部分使用的。它们中的一些, 特别是方程(6.1)的红利因素和方程(6.2)中的市场收益平方, 不必排除在实证模型之外。我们因此在方程(6.1)中界定变量 SMB、HML 和 HDMZD, 并分别对应于 Russell 3000 指数收益的一次方、二次方和三次方界定变量 RUS、RUS2 和 RUS3。

第二组备选因素是那些先前已经被用于共同基金或对冲基金业绩测量文献中的金融或商品指数。在大量潜在备选因素中, 我

们选择:高盛商品指数(GSCI)的收益,这是被 Capocci 和 Hübner (2004)所使用的;穆迪商品指数(MCOM)的收益;美国穆迪 Baa 等级公司债券收益,作为违约风险溢价(DEF)以及月度 DEF 变化量(ΔDEF)的代表;美国十年/六个月期利率互换率,作为到期风险溢价(MAT)以及它的月度变化量(ΔMAT)的代表;最后是美元兑瑞士法郎汇率的月度变化,这作为货币风险溢价(FX)的代表。这些数据序列选自 JCFQuant 数据库。

最后,我们使用 Agarwal 和 Naik(2002)以及 Liang(2003)提出的期权策略因素来获取 CTA 收益的类似期权的组成成分。出于上述目的,我们构建了一个月到期的基于 Russell 3000 指数的实值看涨期权[ATM(at the money) call]的收益系列。

对于每个子期间,我们选择对于回归分析提供最多信息含量的变量集。我们对于系统型、金融/金属型、分散型和整个 CTA 指数使用同样的变量集,意味着结果没有严格地考虑 Akaike 信息标准的最小化问题。表 6.6 展示了这些指数有差别的模型结果。

不同指数间的结果是一致的,符号和系数的大小都是这样,但它们在不同的子期间却变化相当大。当与前面两个模型规则相比时,整个时期的结果在经调整后的方差上有显著增长。然而,当我们考虑整个时期时,这些变量的解释能力还是相当有限的, R^2 从 CTA 指数的 12.2%往上也仅到金融和金属指数的 19.4%。Russell 3000 指数超额收益的平方(RUS2),以及十年期利率相对于六个月期互换利率的变化量(ΔMAT)对于四个指数都是显著的。并不惊讶的是,这两个因素在解释子期间的 CTA 收益时也是重要的。 ΔMAT 作为一个因素包含在所有子期间内,并且持续显著。RUS2 帮助解释了“弱牛市”和“温和牛市”期间收益的变化。定制因素模型能够最好地解释四个指数收益变化的两个子期间是“弱牛市”和“强牛市”,在上述期间内



表 6.6 CTA、系统型、金融和金属型以及分散型指数的定制规则结果

	调整后的 R ²	阿尔法值	RUS	RUS2	RUS3	UMD	HDMZD	ΔMAT	ΔDEF
整个时期									
CTA 指数	0.122	-0.094	-0.052	0.014**	—	0.048	0.045	0.115**	—
系统型	0.128	-0.030	-0.052	0.018**	—	0.062	0.063	-0.161**	—
金融/金属型	0.194	-0.035	-0.029	0.015**	—	0.006	0.042	-0.147**	—
分散型	0.133	-0.025	-0.099	0.021**	—	0.058	0.039	-0.154**	—
弱牛市									
CTA 指数	0.326	-0.181	—	0.023	—	0.246*	0.382**	0.044	—
系统型	0.293	0.095	—	0.037*	—	0.238	0.536**	-0.045	—
金融/金属型	0.404	0.201	—	0.022**	—	0.068	0.258**	-0.115*	—
分散型	0.325	0.164	—	0.028	—	0.297*	0.516*	0.089	—
温和牛市									
CTA 指数	0.150	-0.019	—	0.012*	—	—	—	-0.181**	—
系统型	0.183	-0.014	—	0.021*	—	—	—	-0.228**	—
金融/金属型	0.224	-0.172	—	0.019*	—	—	—	-0.196**	—
分散型	0.187	-0.054	—	0.028**	—	—	—	-0.233*	—





续表

	调整后的 R^2	阿尔法值	RUS	RUS2	RUS3	UMD	HDMZD	Δ MAT	Δ DEF
强牛市									
CTA 指数	0.335	-0.506	-	-	-	-	-	0.289*	0.522*
系统型	0.371	-0.757	-	-	-	-	-	0.376**	0.591*
金融/金属型	0.333	-1.011*	-	-	-	-	-	0.274**	-0.263
分散型	0.358	-0.624	-	-	-	-	-	0.417*	0.781*
熊市									
CTA 指数	0.154	-0.141	-	-	-0.001	-	-	-0.153	-
系统型	0.163	-0.140	-	-	-0.001	-	-	-0.202*	-
金融/金属型	0.194	-0.054	-	-	-0.001	-	-	-0.180	-
分散型	0.173	-0.139	-	-	-0.002	-	-	-0.199	-

注：* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

调整后方差最高为 40.4%。我们由此可总结出,给定适当的风险因素,我们能够在线性结构中解释 CTA 收益的相当一部分。然而,表 6.6 中的结果表明具有最好解释能力的因素随市场条件变化而变化。

如前所述,货币型和机动抉择型指数的收益特征与其他四个指数是相当不同的,因此能够最好地解释它们行为的因素也是不同的。表 6.7 和表 6.8 展示了定制模型对这两个指数在整个时期和四个子期间得出的结果。

货币型指数被证明是我们所选因素中解释其超额收益最不成功的指数(见表 6.7)。对于整个时期而言,定制模型的调整后方差是 0.099。结果表明货币型指数上的收益似乎表现出一种类似期权的回报分布,因为基于 Russell 3000 指数的一个月期实值看涨期权收益系列是一个显著的解释变量。类似于先前的四个指数,“最合适”的回归分析在解释“弱牛市”子期间收益的动态时是最成功的,对应的调整后方差为 0.332。对于“温和牛市”和“熊市”,没有风险因素的组合能够对货币型指数的收益结构提供深入的探究。

表 6.8 展示了对于机动抉择型指数的定制回归结果。尽管当我们考虑整个时期时,结果并不引人注目(调整后方差为 0.097),但市场因素在除“强牛市”外所有子期间中解释机动抉择型指数的结果都是成功的。“熊市”期间的结果特别显著,因为回归结果得到的调整后方差为 0.47。“弱牛市”和“温和牛市”期间的调整后方差类似于先前指数的结果;然而,解释收益变化的因素在指数间是不同的。总体上我们发现,能最好解释机动抉择型指数上超额收益的因素是货币风险溢价(FX)、超过 Russell 3000 指数超额收益的平方(RUS2)和两个商品指数(GSCI 和 MCOM)的收益。



Frontiers
on Modern
Futures

景

前沿译丛

表 6.7

定制模型对于货币型指数的结果

	调整后的 R^2	阿尔法值	ATMC	DEF	MAT	FX	UMD	HDMZD	RUS2
整个时期	0.099	-3.188	-0.485**	2.364*	—	0.099	0.083*	0.122**	—
弱牛市	0.332	0.372	-0.757*	—	—	—	0.409*	0.569**	0.030
温和牛市	—	—	—	—	—	—	—	—	—
强牛市	0.090	3.923	0.273	—	-3.172	—	—	—	—
熊市	—	—	—	—	—	—	—	—	—

注：ATMC=基于 Russell 3000 指数的一个月到期的实值看涨期权收益系列。

DEF=美国穆迪 Baa 级公司债收益。

MAT=美国十年/六个月期利率互换收益率。

FX=美元/瑞士法郎汇率的月度变化。

UMD(Up Minus Down)=最靠前的两个组合之平均收益率—最靠后的两个组合之平均收益率。

HDMID=支付股息最高股票相对于不分配股息股票的平均收益率。

RUS2=超过 Russell 3000 指数的超额收益的平方。

* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。

表 6.8
 机动抉择型指数的不同模型分析结果

	调整后的 R ²	阿尔法值	ATMC	FX	UMD	HDMZD	ΔMAT	GSCI	RUS2	RUS3	MCOM
整个时期	0.097	-0.212*	-	-	-	-	-	0.091**	0.007**	-	-
弱牛市	0.345	-0.025	-	-	0.117	0.089	0.092	-	0.018**	-0.002**	-
温和牛市	0.211	-0.184	-	-0.11**	-0.123	-0.096*	-0.091**	0.069	-	-	-
强牛市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
熊市	0.472	-0.092	-0.202	0.166**	-0.052*	-	-	-	-	-	0.267**

注：ATMC=基于 Russell 3000 指数的一个月到期的实值看涨期权收益系列。

FX=美元/瑞士法郎汇率的月度变化。

UMD=最靠前的两个组合之平均收益率-最靠后的两个组合之平均收益率。

HDMID=支付股息最高股票相对于不分配股息股票的平均收益率。

ΔMAT=美国十年/六个月期利率互换收益率的变化。

GSCI=高盛商品指数收益率。

RUS2=超过 Russell 3000 指数的超额收益的平方。

RUS3=超过 Russell 3000 指数的超额收益的立方。

MCOM=穆迪商品指数收益率。

* 显著性水平为 10%。

** 显著性水平为 5%。



业绩测量

市场条件变化中的业绩

在前文解释 CTA 子期间预期收益的基础上,我们才能够超越在 CTA 业绩文献中广泛使用的夏普比率来刻画异常业绩的特征。夏普比率在排名时是非常有用的,但不能量化给定指数超过基准收益的程度。而且,由于这种方法使用方差作为风险的度量工具,CTA 收益普遍偏离正态分布的事实也对这种测量方法的可靠性提出了置疑。

这里我们对每个时期运用以下四种业绩测量方法:

1. 回归分析中的阿尔法值;

2. 信息比例(The Information Ratio, IR)(Grinold and Kahn 1992,1995),即阿尔法与残差标准差的比值;^[1]

3. 通用 Treynor 比例(Generalized Treynor Ratio, GTR),即将原本的 Treynor 比例扩展为一个多指数结构(Hübner 2003),是阿尔法与整体必要收益的比值;

4. Treynor 和 Mazuy(1966)关于市场选时能力的测量,它是市场收益平方的系数,在我们的规则中由 RUS2 代表。

尽管阿尔法、IR 和 GTR 提供了不同的投资组合排名,但因为降低到通常的“学生”*t*-检验(Student *t*-test)来检验阿尔法是否为零,所以显著性检验实质上是相同的。

表 6.6 中的分析揭示了关于阿尔法的明确结果。对于所有的策略,回归的结果决不允许我们拒绝零异常业绩假设。仅有的值得注意的例外是金融/金属型策略,在“强牛市”期间,它在 10%的

[1] 当然,对夏普比率的告诫同样适用于这一测量方法,因为它潜在地使用方差作为风险测量工具。



显著性水平上表现为低于市场平均业绩。我们注意到,所有四个策略的阿尔法值在这个牛市期间都是负的,三个子策略在“弱牛市”子期间显示为正的阿尔法值,尽管这个阿尔法值很小且不显著。这一发现表明这些类别的CTA策略倾向于反向放大市场波动。不仅它们的必要收益与市场波动是负相关的,而且它们的异常收益也是反向的。金融/金属型策略似乎经历了双方向更大的摆动。“熊市”中(非显著的)负收益与上述分析矛盾,因为CTA没有从利于市场反向策略的市场条件中获益。

总体水平上,(负的)阿尔法值是相当低的,但这必须与回归的低显著性水平有关,这种低显著性水平源于CTA行为在不同子期间上的极度多样性。当然,既然IR和GTR的阿尔法都不显著,这些结论都能一般适用于它们的业绩测量。

表6.7和表6.8的分析差别很大。在整个时期内,货币型指数展现出个负(非显著)的阿尔法值,但大部分可由在子期间(“温和牛市”和“熊市”)内我们没能发现与所选因素之间的任何显著线性关系来解释。在“弱牛市”和“强牛市”期间,阿尔法是正的,尽管与零相近。这至少是货币型CTA指数平均来看没有遵从如表6.6中所列指数同样放大策略的证据。另一方面,机动抉择型指数在整个时期表现出负的异常收益,并且整个时期内的整体异常收益甚至显著为负(表6.8)。

Treynor和Mazuy(1966)由RUS2的系数得出的关于市场选时能力的测量,是信息丰富的。需要提示的是,这个系数应该解释偏度相关的风险溢价:这个值越大,投资组合的收益越可能有一个正(右)的偏度,也就是正收益权重越大。当在业绩测量的背景下被考虑时,RUS2代表经理们的市场选时能力,因为它给予了偏离平均超额收益的正向或负向偏差一定的偏度权重。在预期市场超额收益为正的情况下这个解释是有效的。例如,平均收益为1%,系数为1,偏离均值+1%将得到正的收益,即 $1 \times (1\% + 1\%)^2 = 4\%$,而-1%的偏离将得到的收益为 $1 \times (1\% - 1\%)^2 = 0\%$ 。因此,当市场走牛的时候,

正的系数意味着正的市场能力,负的系数则相反。

对于表 6.6 中描述的 CTA 交易策略,市场选时能力在整个时期内是普遍存在的,主要存在于“弱牛市”和“温和牛市”期间。在(更短的)“强牛市”和“熊市”期间,这个效果完全减弱;它在定制回归模型中甚至没有出现。非常值得注意的是,在“弱牛市”期间,阿尔法和市场选时能力系数同样为正,这是一个与很多先前关于管理型组合的异常业绩形成对比的发现。^[1]

表 6.7 和表 6.8 再次显示出非常不同的结果,因为货币型指数没有提供市场选时能力存在的任何证据,而不同指数的回归分析却支持整个时期存在正的市场选时能力,主要体现在“弱牛市”期间。

总结来看,可得到的证据似乎表明,在样本期内第一子期间,CTAs 能够通过资产选择以及市场时机选择产生业绩,但这个业绩似乎已经消退。在“强牛市”和“熊市”期间,没有迹象表明存在正或负的阿尔法或 Jensen-Mazuy 系数,即使具有一致性,但由于不显著,负的阿尔法还是不能表明在这个时期内 CTA 基金存在任何正的组合异常收益。

极端事件时期内的业绩

在前面的部分中我们研究了不同市场条件下 CTA 指数的业绩。现在我们寻求进一步研究,检验这些基金处于极端市场波动下的表现。前面我们确定了三个特别的事件,这些事件导致了样本期内整个市场显著的短期冲击:俄罗斯债务危机、亚洲货币危机和 2001 年 9 月发生在美国的恐怖袭击。这三个事件导致了市场指数(我们使用标准普尔 500 指数作为基准)相当大的下跌,通常市场需要两个月时间恢复到事前的水平。我们因此寻求研究不同 CTA 指数在包括事件和恢复期的两个月时间中的业绩。

为了测量一个 CTA 指数的异常业绩,我们计算它的 T 月时间

[1] 见 Bello 和 Janjigian(1997)的相关回顾。



内的标准化异常收益如下：

$$SAR_{i,T} = \frac{\sum_{t=1}^T AR_{i,t}}{s(AR_i) \sqrt{T}} \quad T = 1, 2 \tag{6.3}$$

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \alpha_i - \sum_{j=1}^k \beta_{i,j} F_{j,t}$$

其中,对于指数 i ,

- $AR_{i,t}$ = 在 t 月的异常收益；
- $R_{i,t}$ = 在 t 月的收益；
- α_i = 资产类别因素未解释的收益；
- $\beta_{i,j}$ = 在第 j 个资产类别因素上的因素；
- $F_{j,t}$ = 在 t 月第 j 个资产类别因素的价值；
- $s(AR_i)$ = 整个样本期异常收益的标准差。

表 6.9 展现了极端事件后一个月期和两个月期不同 CTA 指数异常收益的测量结果。

表 6.9 极端市场事件中的异常业绩

	T	俄罗斯危机	亚洲危机	恐怖袭击
CTA 指数	1 个月	-2.78	-0.01	-0.54
		(2.32)	(2.32)	(2.24)
	2 个月	-2.01	0.38	1.45
		(3.28)	(3.28)	(3.17)
系统型	1 个月	-2.75	0.02	-0.12
		(2.66)	(2.66)	(2.76)
	2 个月	-1.94	0.17	3.14
		(3.77)	(3.77)	(3.91)
金融/金属型	1 个月	-3.55*	-0.45	-0.28
		(2.11)	(2.11)	(2.16)
	2 个月	-3.03	1.59	3.19
		(2.98)	(2.98)	(3.06)
分散型	1 个月	-3.27	0.34	0.32
		(3.10)	(3.10)	(2.98)
	2 个月	-3.00	0.92	3.69
		(4.39)	(4.39)	(4.22)
机动抉择型	1 个月	-1.21	2.03*	0.57
		(1.13)	(1.13)	(0.96)
	2 个月	-1.72	3.55**	0.53
		(1.59)	(1.59)	(1.36)

根据表 6.9 中的结果,CTA 指数的异常业绩似乎不存在,除了金融/金属型指数在俄罗斯危机第一个月期间和机动抉择型指数在亚洲危机期间这两个显著的例外。对于机动抉择型指数,异常业绩在亚洲危机期间显著为正且表现强劲。这与同样环境下其他指数取得非常低的收益形成强烈对比。

总体来看,俄罗斯危机对 CTA 异常业绩产生了负效应。尽管个别系数不显著,但它们是统一为负的。另一方面,亚洲危机和更令人惊讶的恐怖袭击对于所有 CTA 指数都取得了非常小的 t 检验值。

结 论

综观我们对于 CTA 指数在 1990~2003 年期间行为的分析,我们总结出,将时间窗口至少划分为四个子期间有益于获得 CTA 指数对广泛风险源的敏感度。通过定制的规则,我们能够解释平均 25% 的收益方差,这比使用传统多因素或多阶分析准确得多。

在对经典规则进行改进的基础上,我们能够正确地评价在市场条件变化情况下 CTA 策略的异常收益。本章研究的指数中,只有货币型指数似乎表现出显著的证券选择以及市场时机选择能力。尽管一般不显著,但极端市场波动期内 CTA 指数的业绩——“强牛市”和“熊市”条件下——典型为负,并未表明这些投资工具能从任一种市场条件中得利。

除了亚洲危机这个显著的例外,没有严重的市场危机似乎影响了 CTA 的业绩,机动抉择型 CTA 策略利用这次危机为投资者产生了显著的异常收益。

总体看来,本研究表明大部分 CTA 收益的方差没有被传统风险因素所解释,至少是在线性的基础上。然而,显著的证据表明,存在与基金类别相联系的正的市场时机选择能力。

作者:Georges Hübner 和 Nicolas Papageorgiou



第七章 使用数据包络分析 的 CTAs 单一效率和 交叉效率

我们应用数据包络分析(DEA)并使用基础和交叉效率模型来评价 CTA 类别的业绩。随着 CTAs 数量的不断增长,为基金经理、机构投资者和高资产净值个人提供一个值得信赖的 CTA 效率排序评价方法存在一定的迫切性。DEA 可以做到这一点,由于排除了基准需要,因此也降低了使用传统基准来检验非正态收益的困难。本章研究 CTAs 并识别那些取得较优业绩或在风险/收益合并上具有 100%效率评分的 CTAs。

引 言

对于商品交易顾问(CTAs)业绩持续性的研究很少,所以有关这些基金经理们长期勤勉性(diligence)的信息不多(Edwards and Ma 1988; Irwin, Krukemeyer and Zulauf 1992; Irwin, Zulauf and

Ward 1994; Kazemi 1996)。通常公认的是,在熊市期间,CTAs 相对于对冲基金可以提供更大的下跌保护并在与股票保持反向相关的同时取得更高的收益。CTAs 的好处类似于对冲基金,能够为股票和债券指数改进和提供更优的风险调整后收益,并且在投资组合中充当一种分散器 (Schneeweis, Savanayana and McCarthy 1991; Schneeweis 1996)。

选择将 CTAs 包括在他们投资组合中的投资者仅仅配置了一小部分资产比例。这可能归咎于 20 世纪 90 年代早期 CTAs 平淡 (mediocre) 的业绩 (Georgiev 2001)。另一些人则不知道在股票市场波动性增加的时期,将 CTA 谨慎纳入他们的投资组合将能够增加收益,特别是在极端熊市情况下 (Schneeweis and Georgiev 2002)。此外,过去十年国际金融市场上的极端波动,诸如 1997 年亚洲货币危机和 1998 年 8 月俄罗斯卢布危机期间经历的波动,没有显著地影响 CTA 业绩。事实上,在这些高波动期内,CTAs 赚到了大部分的资金并取得了比传统市场指数更优的收益。

如何测量和评价 CTAs 的业绩是最近很多争论的焦点。将 CTAs 与标准的市场指数相比可能是错误的,因为 CTAs 被视为一种另类资产类别并拥有不同于传统股票和债券组合的特征。不像共同基金,确定影响 CTA 收益的因素是困难的 (Schneeweis, Spurgin and Potter 1996)。Fung 和 Hsieh (1997b) 应用夏普分析中的“类别”因素对 CTAs 进行分析,发现 CTAs 收益的变动很少能够归因于金融资产类别的变动 [显著对比于 Sharpe (1992) 针对共同基金的发现]。他们将低方差 (R^2) 归结于 CTAs 的动态策略。对这些模型太过相信的投资者和分析者因此存在被有偏差的阿尔法值误导的风险 (Schneeweis, Spurgin and McCarthy 1996)。对于何种基准适合于每个 CTA 策略这个潜在问题仍将继续存在争议。

业绩如何测量也可能是存在分歧结果的原因。超额收益能够显示出业绩的持续性,但事实上持续性不存在。最近 Kat 和 Menexe (2002) 的一项研究表明收益的可预测性并不高。



CTA 经常表现出的非正态收益使得应用那些(适用传统市场指数的)线性因素模型变得困难,因为这些模型无法提供对 CTA 风险暴露的足够测量。Fung 和 Hsieh(1997b)认为这些模型的解释能力都较弱,针对 CTAs 提出了一个夏普模型的扩展形式,这里特定的 CTA“类型”是经过界定的。传统的夏普比率通常高估并错算非正态收益,因为这个著名的风险调整测量方法没有考虑负偏度和超额峰度(Brooks and Kat 2001)。

使用 CTA 指数来检验业绩的持续性也可能产生偏差。CTA 指数在整个检验期间组成成分是不不断调整的(rebalance),不能恰当地重新生成同样的组成成分;因此持续性可能被错误地估计。

不管现存并经常使用的模型解释 CTA 收益的能力如何,动态交易策略和有偏度的收益仍是 CTA 业绩文献中的关键问题,进一步的研究是需要的。

我们使用单一和交叉效率 DEA 模型来处理在使用多因素模型预测 CTA 收益时所遇到的问题。DEA 允许我们在一个不需要使用指数的风险收益框架中对 CTAs 进行评价和排序。有效前沿产生于最有效率的 CTAs,DEA 计算每个 CTA 相对于有效前沿的效率,同时生成一个根据投入和产出变量而获得的效率评分。变量的选择将在后面的方法和数据部分中讨论。DEA 是一种非参数技术,就是在观察到的数据基础上测量决策单元(DMUs)的相对效率,然后给出一个介于 0%~100%之间的效率评分。^[1] DEA 主要的好处在于它确定业绩最佳的 CTA,然后决定一组相似 CTAs 的相对效率。也被称为前沿分析的 DEA 最先由 Charnes、Cooper 和 Rhodes(CCR)(1978)所建立。后来被 Banker、Charnes 和 Cooper (BCC)(1984)做过调整,他们将 Farrell(1957)技术上的测量方法从单一投入、单一产出过程扩展到多投入、多产出的过程。CCR 和

[1] 效率评分 100% 的基金为有效基金(或位于前沿上的业绩最佳基金);低于 100% 的评分表明基金相对无效。

BCC 模型都是单一(或基础)[simple(basic)]DEA 模型,最早是为非营利性组织而开发的。后面我们将探讨一个替代性的 DEA 模型——交叉效率模型。

DEA 的功能在于它能够处理几个投入产出变量却不要求投入和产出变量之间具有精确的关系。DEA 生成一个考虑多投入、多产出的效率评分,并使用 CTAs 自身作为基准。使用类似 DEA 的替代性业绩测量方法是有益的,因为它使得投资者可能查明 CTA 业绩不佳背后的原因。一旦弱点被发现,CTA 就能试图通过将自身与获得 100%效率评分的 CTAs 进行比较以取得完美的评分。此外,大量的 DEA 软件程序,比如 Zhu(2003)的 DEA 解决者和 Benxia 的前沿分析家,提供了一种改进后的总结,这些程序能够查明来自于 CTA 投入和产出的弱点。

对于在熊市中考虑将 CTAs 作为一种下跌保护工具的机构投资者,一种业绩测量方法不仅能提供 CTA 业绩的准确评价,而且能提供 CTA 在某种标准(诸如投入和产出的变量)下管理质量的思路,这是很重要的。使用 DEA 可以展现给投资者一种有用的 CTAs 排序工具,不是依据历史数据而是依据同组内的评价进行排序。

在下一部分中,我们探讨不同的 DEA 方法。然后对数据进行描述,讨论实证结果,最后作出结论。

方 法

在它最初级的形式中,DEA 计算出一个效率评分,这个评分代表一个 CTA 与样本内其他 CTAs 相比较得出的相对效率。DEA 的第一步就是取得一个根据帕累托最优(Pareto optimality)^[1]所

[1] 帕累托最优指在没有其他单位受损的情况下可以取得的最优状态。换句话说,即在个别基金变得更好或没有基金变得更差的情况下,一些基金可以变得更好。



确定的投入产出而构建的有效前沿。DEA 然后计算每个 DMU 相对于有效前沿的效率评分。在本章中,DMUs 就是 CTAs。

有效前沿是由在投入转变为产出过程中最有效率(Charnes, Cooper and Rhodes 1981)的“业绩最佳”的 CTAs 构成。任何不处于前沿上的 CTA 其效率评分将低于 100%,被认为相对无效。比如,一个效率评分为 80%的 CTA 的效率只是最有效 CTA 效率的 80%。有效前沿对于任何假定的投入(产出)水平将在图上绘出最大的产出(或最小的投入)水平,这里产出代表 CTA 目标实现的程度。

在效率分析中如何使用投入和产出是重要的,因为它们建立了基金效率计算的基础。最广泛使用的测量效率的 DEA 技术是首先获得产出的加权和,然后除以投入的加权和(Golany and Roll 1994)。在其最单一的形式中,DEA 从一个线性方程中计算权重,这里的线性方程是在一系列最小化权重的约束下计算相对效率的最大化。^[1] Charnes、Cooper 和 Rhodes(1978)提出缩减多投入、多产出模型为一个单一、实质投入和一个单一、实质产出的比例。

单一效率模型

两个单一 DEA 模型间的主要区别在于 BCC 模型使用可变规模报酬来检验 CTAs 的相对效率,而 CCR 模型使用不变规模报酬。^[2] 为了获得有效的结果,一个合适的工作样本包含的 CTAs 数量应该是投入和产出数量的三倍(Charnes, Cooper and Rhodes 1981)。此外,DEA 使用相对业绩框架下的比较测量方法。

我们调整了 Adler、Friedman 和 Stern(2002)中单一效率(single efficiency)模型和交叉效率模型的符号。通过比较具有 s 个产

[1] 线性规划是一个多变量目标函数受约束条件下的最优化求解。

[2] BCC 模型允许更大量的潜在最优解。使用 BCC 模型,取得 100%效率评分的基金数量平均来看要比 CCR 模型多。在这些模型中进行选择要求对于包含什么程序有一定的认识。例如,如果投入增长没有提供产出上的同样增长,那么就应使用可变规模报酬模型。

出[由方程(7.1)中 y_{rk} 代表,其中 $r=1, \dots, s$]和 m 个投入(由 x_{ik} 代表,其中 $i=1, \dots, m$)的 n 个 CTAs,基金 k 的效率测量如下:

$$b_k = \text{Max} \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rk}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ik}} \quad (7.1)$$

其中,权数 u_r 和 v_i 是正值。一个额外的约束集要求同样权重在应用到全体 CTAs 时不允许任何 CTA 的效率评分高于 100%,约束集如下:

$$\frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}} \leq 1, \text{对于 } j = 1, \dots, n$$

效率评分介于 0%~100%之间,第 k 个 CTA 在获得 100%的效率评分时被认为是有效的。因此,每个 CTA 都选取权数以最大化自身的效率。

$$b_k = \text{Max} \sum_{r=1}^s u_r y_{rk} + c_k$$

约束条件为:

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{ij} - \sum_{r=1}^s u_r y_{rj} - c_k \geq 0, \text{对于 } j = 1, \dots, n \quad (7.2)$$

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{ik} = 1$$

$$u_r \geq 0, \text{对于 } r = 1, \dots, s$$

$$v_i \geq 0, \text{对于 } i = 1, \dots, m$$

一个额外的恒定变量,由 c_k 表示,加入到了 BCC 模型中,允许在投入和产出之间发生可变规模报酬。一个 CTA 要在 BCC 中有效,惟一的要求是要技术上有效;一个 CTA 要在 CCR 模型中有效,则必须是规模和技术上都有效(Bowlin 1998)。

一个 CTA 如果其运作水平最佳,则被认为是规模有效。如果规模效率下降或增长,则效率将减弱。一个规模有效的 CTA 将以



最有利的规模报酬来运行。实质上,不变规模报酬和可变规模报酬生产前沿上的距离构成了规模效率部分。如果一个CTA能够让单位投入得到最大化的产出则它被认为是技术上有效,也即显示了变量转换过程的效率。本章中,技术效率使用BCC模型计算。

在一个生产前沿上,不变规模报酬意味着CTA投入上的任何增长都将导致产出的同比例增长。换句话说,就是在投入和产出间存在一种线性关系。如果一个CTA增加5%的投入,则其产出上将出现同样比例的增长,CTA将以不变规模报酬运行。因此,无论考虑CTA在什么规模运行,其效率将保持相同。

如果CTA投入上的增长没有导致其产出上的同比例转变,那么这个CTA就表现为可变规模报酬,这意味着随着CTA改变每日的运行规模,它的效率能够增长或下降。由于CTAs在不同的时间改变其杠杆规模以放大收益,我们因此采用BCC模型(可变规模报酬)。

交叉效率模型

交叉评价模型或交叉效率(cross-efficiency)模型最早见于Sexton、Silkman和Hogan(1986)的研究中,后见于Oral、Ketani、Lang(1991)和Doyle、Green(1994)以及Thanassoulis、Boussofi-ane、Dyson(1995)的研究中。它建立了排序程序,并使用线性方程测算出的最优权重计算 n 次每个CTA的效率评分。

交叉评价矩阵是一个维度等于分析中CTAs数量的平方矩阵。第 j 个CTA的效率由第 k 个CTA的最优权重计算而得。第 k 列的值越高,则第 k 个CTA使用优势运行技术有效的可能性更大。因此,计算每列的均值将提供每个CTA同等级的评价分数。交叉效率方法优于单一效率方法,因为前者使用内生的权重,而后者使用强制性的预设值。

交叉评价模型如方程(7.3)所示:

$$b_{kj} = \frac{\sum_{r=1}^s u_{rk} y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_{ik} x_{ij}}, k=1, \dots, n, \quad j=1, \dots, n \quad (7.3)$$

其中, b_{kj} 由第 k 个 CTA 的权重交叉计算的第 j 个 CTA 的评分。

在交叉效率矩阵中,所有的 CTAs 限于 $0 \leq b_{kj} \leq 1$, 在对角线上的 CTAs, b_{kk} 代表单一 DEA 效率评分, 所以 $b_{kk} = 1$ 代表有效 CTAs, $b_{kk} < 1$ 代表相对无效 CTAs。方程(7.3)表明试图区别所有 CTAs 相对效率评分的问题出现了 n 次。

DEA 方法产生了对 CTA 效率的事后(ex-post)评价和对精确的投入产出关系的详细说明。在我们的样本中,当系数适合 CTAs 时,必须认识到没有超过 100% 的效率水平。由于效率评分是相对于样本中其他 CTAs 而得到的,因此它们不是绝对值。

有关 DEA 的论文已经出版了很多,这种分析的使用经常能够产生技术和效率上的改进。DEA 近来经常被用来评价对冲基金的业绩,并确定最有效的基金(McMullen and Strong 1997; Bowlin 1998; Morey and Morey 1999; Sedzro and Sardano 2000; Basso and Funari 2001)。然而, Barr、Seiford 和 Siems(1994)认为使用一个简单的投入/产出比例来评价管理质量是不切实际的;相反,他们提出了一个多维的方法。

不管怎样,CCR 模型还是基于效率的第一批 DEA 模型之一。它允许对于每个投入产出计算最优权重以最大化 CTA 的效率评分。如果这些权重被应用于我们数据库中的任何基金,效率评分将不会超过 100%。CCR 评分包含了技术和规模效率。尽管存在很多改进过的 DEA 模型,CCR 模型还是最为人知且使用最广的 DEA 模型。基本上,BCC 和 CCR 模型提供了考虑同一个问题的两种方法。

如前所述,交叉效率 DEA 优于任一个单一 DEA 模型,因为效率仍是相对于具有最高效率评分的 CTA 进行测量的,但是具有不

资

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

止一个基金(最大化其自身的效率)权数的组合增加了一个额外的弹性维度。DEA 的主要思想是,它是弹性的,并能扩展到其他CTAs 以评价它们各自的业绩。在一个交叉效率矩阵中具有较高平均效率的CTAs 可以被视为相对无效CTAs 的榜样,是它们努力改进方法的方向。

我们采用并扩展了 Sedzro 和 Sardano(2000)研究对冲基金的方法并应用到CTA 分类中。由于CTAs 表现出非正态的收益分布并显示具有厚尾特征,我们使用与对冲基金研究中所使用变量不同的变量(Fung and Hsieh 1997a)。在以前的研究中,偏度被证明对于股票市场中的月度平均收益有影响(Sengupta 1989)。

为了进行有意义的分析,投入和产出必须对应于CTAs 的活动。我们在风险收益框架中使用六个变量,三个投入量和三个产出量,因为更多的数量将扰乱分析。三倍于投入和产出项的变量将使得我们拥有充足的观察记录(自由度)来获得一个良好的评价。具有更多的变量可能导致测量投入和产出时产生重叠,因此在解释结果时产生了一些问题。如果使用太多的变量,分析可能导致很多CTAs 被评为有效。

现代投资组合理论通过使用收益的方差来测量一个投资组合的整体风险。但这种方法没有区分开投资者寻求的上涨风险和投资者想要规避的下跌风险。方差并不总是测量风险的良好工具,但半方差(semivariance)通常被认可并被频繁使用,因为它测量了下跌风险。高于均值的收益很难被认为是有风险的,但低于均值的方差则提供了极端市场事件期间更多的信息。这对于那些更担心业绩差于市场而不是好于市场的投资者是重要的(Markowitz 1991)。^[1] 因为CTAs 能够在横盘或下跌市场中获得正的收益,因此它们为投资组合收益中引入了负偏度。将CTAs 加入传统的股票和债券组合以获得更高风险调整后收益和更低波动的行为将导

[1] 极端市场事件包括 1997 年亚洲金融危机和 1998 年俄罗斯卢布危机。

致在负偏度和投资分散性间产生一种平衡。

CTA 收益的均值和标准差可能具有误导性;检验诸如偏度这样更高阶的项因此被提出(Fung and Hsieh 1997a)。在投入和产出上引入偏度可能为每个 CTA 类别提供某种信号评价,因为偏度并不会由于上行的潜在收益而使 CTA 处于不利的位置。尽管 CTAs 试图最大化收益并最小化风险,但二者应有所平衡;将 CTAs 加入传统投资组合中有可能导致更高的峰度和负偏度的增加,这些是 CTA 这种另类资产类别的缺点。

数 据

我们使用来自于巴克莱交易集团/伯灵顿·豪尔资产管理公司的 CTA 数据,检验了在 1998~2002 年和 2000~2002 年期间的五个 CTA 类别。五个子类型包括分散型、金融型、货币型、股票型和套利型。选择这些时间段是因为我们希望确定 1998 年 8 月的极端市场时间是否对每个类别有影响。数据提供商提醒我们,使用更长的时间结构,比如,一个七年或十年的检验期,将获得明显更少的 CTAs。我们的数据集由月度净收益组成,因为 CTAs 提供给巴克莱的数据中管理和业绩佣金已被扣除。我们不检验已经解散的 CTAs。

对于每个类别,数据被按三年期和五年期分别汇集并作 DEA 运行。两个检验期在每个类别中包含同样的 CTAs,这使我们能够跨时期比较 CTA 的排序和效率评分。投入变量是:(1)较低的平均月度半偏度;(2)较低的平均月度半方差;(3)较低的平均月度收益。产出变量是:(1)较高的平均月度半偏度;(2)较高的平均月度半方差;(3)较高的平均月度收益。产出的值是每个 CTA 增加的值。



实证结果

100%的效率评分表示 CTA 是有效的并且没有其他 CTA 用同样的投入可以得到更好的产出。这并不意味着所有评分为 100%的 CTAs 在检验期都能提供同样的收益,仅仅是在已有风险下的收益最大化。效率评分不是绝对值。一个效率评分为 100%且收益为 20%的 CTA 会被认为比一个效率评分为 100%且收益为 15%的 CTA 更具风险。注意,由 DEA 得到的结果并不保证未来的效率;虽然如此,DEA 对于机构投资者还是一个非常有价值的选择和筛选工具。每个效率评分为 100%的 CTA 都可以被认为是最好的之一。

单一效率模型可能并不足以评价 CTAs 业绩,因为交叉效率模型不是自我评价而是同等级个体间评价(Vassiloglou and Giokas 1990; Sedzro and Sardano 2000)。当使用平均交叉效率模型测量时,单一效率模型中效率评分为 100%的 CTAs 其值将有所下降。然而,交叉效率评分表明了每个 CTA 在同等级间的评价,因而揭示了 CTA 在所有领域全面的业绩。

表 7.1 显示了两个检验期中有效和相对无效 CTAs 的数量。结果表明,根据我们使用的投入和产出,绝大部分的 CTAs 是相对无效的。原因可能归结为各种极端市场事件,例如 1998 年 8 月的俄罗斯卢布危机,这场危机导致了商品市场上波动性的增加。为了恰当地评价 CTAs 的业绩,每个 CTA 类别的时间序列必须足够长以包括至少一个极端负面市场事件,1998~2002 年这段时期则是如此。尽管我们在每个类别中发现的有效 CTAs 不多,但我们鉴于一个较早的研究而感到放心,那个研究发现只有 8.9%的共同基金具有 100%的效率评分(Sedzro and Sardano 2000)。

表 7.1 CTAs 有效和相对无效的数量以及 CTA
概括统计量, 1997~2001 年和 1999~2001 年

类 别	跨时期 均 值	跨时期 中位数	跨时期 标准差	跨时期 最小值	跨时期 最大值	有效	相对 无效	合计
1997~2001								
股票型	15.17%	6.30%	18.99%	-35.22%	55.49%	4	9	13
货币型	9.21%	4.15%	14.56%	-48.33%	48.45%	3	37	40
金融型	10.62%	3.90%	16.57%	-37.07%	33.60%	8	36	44
分散型	0.95%	5.71%	7.60%	-75.30%	80.29%	5	45	50
套利型	14.54%	1.01%	12.91%	-7.45%	16.89%	3	0	3
合 计	—	—	—	—	—	23	127	150
1999~2001								
股票型	12.17%	7.08%	17.50%	-35.22%	55.49%	5	8	13
货币型	5.73%	0.60%	13.01%	-48.33%	29.41%	3	36	39
金融型	8.53%	2.52%	16.32%	-37.07%	31.41%	10	35	45
分散型	8.41%	2.83%	20.08%	-68.35%	36.61%	7	43	50
套利型	14.49%	8.68%	8.47%	5.63%	7.14%	3	0	3
合 计	—	—	—	—	—	28	122	150

表 7.2 至表 7.6 展示了五个 CTA 类别的基本统计量和单一及交叉效率评分。高评分意味着, 基于所使用的投入和产出变量, 这个 CTA 相对于它同级的 CTA 表现更为出色。^[1] 一些 CTAs 由单一 BCC 模型测量时是有效的, 但当使用交叉效率模型时, 它们的评分就处于最低的一类。上述表格表明 CTAs 在较短的三年期时段中更为有效。这是因为此时期内没有极端市场事件。表 7.7 中我们依据有效基金作为一个相对无效 CTA 参考集的次数来确定每个类别中(除套利型)的“冠军”CTAs。随着一个 CTA 出现在参考集中频率的增加, 这个基金成为一个好的经营者的可能性也在增大。在大部分参考集中出现的有效 CTA 可被看做总体“冠军”。相对无效基金可向其学习到更优的管理和投资实践经验。

[1] Babe Ruth 类比是一个典型的例子。Babe Ruth 是一个伟大的本垒打击球手。就单一效率来说, 他应该取得 100% 的效率评分。然而, 如果他与队中其他选手相比, 他可能就不是一个全能型选手, 这就使他的效率评分相对于一个好的全能型选手要低。

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 7.2 股票型的基本统计量和单一以及交叉效率
评分,1997~2001 年和 1999~2001 年

股 票	1997~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	五年单一 效率评分	五年交叉 效率评分
Allied Irish Capital Mgmt. Ltd.	26.28	4.78	4.68	0.11	100	54.90
Analytic Investment Mgmt.	94.99	14.00	10.91	0.89	100	54.55
Michael N. Trading Co. Ltd.	843.86	46.82	15.13	2.81	100	77.10
Minogue Investment Co.	25.47	15.13	47.87	0.23	100	12.57
股 票	1999~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	三年单一 效率评分	三年交叉 效率评分
Allied Irish Capital Mgmt. Ltd.	9.34	3.06	4.07	-1.00	100	14.41
Analytic Investment Mgmt.	28.29	8.87	10.58	0.44	100	20.66
Arcanu Investment Mamt.	32.24	10.26	12.86	0.47	100	25.77
Michael N. Trading Co. Ltd	181.01	36.25	16.86	1.90	100	43.64
Trading Solutions	99.83	26.40	25.90	0.86	100	17.03

表 7.3 货币型的基本统计量和单一以及交叉效率
评分,1997~2001 年和 1999~2001 年

货币型	1997~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	五年单一 效率评分	五年交叉 效率评分
Hathersage Capital Mgmt. LLC	177.86	21.54	15.08	1.23	100	9.83
KMJ Capital Mgmt. Inc.	119.93	16.87	14.77	0.85	100	11.96
OSV Partners Inc.	110.37	15.16	6.41	1.70	100	8.41
货币型	1999~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	三年单一 效率评分	三年交叉 效率评分
DKR Capital Inc.	31.57	9.33	5.67	0.90	100	17.62
KMJ Capital Mgmt. Inc.	72.52	19.02	12.31	1.20	100	19.88
OSV Partners Inc.	26.75	7.95	2.10	1.76	100	17.95

表 7.4 金融型的基本统计量和单一以及交叉效率
评分, 1997~2001 年和 1999~2001 年

金融型	1997~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	五年单一 效率评分	五年交叉 效率评分
Appelton Capital Mgmt.	40.90	7.26	8.83	0.34	100	50.09
Carat Capital LLC	312.11	32.94	30.34	0.72	100	56.66
City Fund Mgmt. Ltd.	53.07	8.73	6.27	0.72	100	48.47
Eckhardt Trading Com- pany	120.07	17.35	17.93	0.73	100	55.93
IIU Asset Strategies	49.99	0.70	2.30	0.53	100	63.96
Marathon Capital Growth Partners LLC	82.32	14.30	15.28	0.65	100	48.59
Moore Capital Mgmt. Inc.	121.16	16.77	12.88	0.97	100	53.11
Vega Asset Mgmt. (USA) LLC	53.32	8.70	4.96	0.90	100	52.39
金融型	1999~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	三年单一 效率评分	三年交叉 效率评分
Carat Capital LLC	21.71	6.84	7.42	0.35	100	37.41
City Fund Mgmt. Ltd.	30.15	8.96	5.50	0.86	100	23.19
Eckhardt Trading Com- pany	29.60	9.57	13.92	0.38	100	67.51
IIU Asset Strategies	22.17	7.00	7.99	0.34	100	52.11
International Trading Advisors BVBA	-11.04	-3.33	10.66	-1.00	100	36.01
Invesco Inc.	28.65	9.56	15.36	0.35	100	51.31
IXORCAP	4.97	1.78	5.74	-1.00	100	54.17
Marathon Capital Growth Partners LLC	45.73	13.87	16.10	0.60	100	49.57
Parthian Securities, S. A.	158.61	46.82	49.65	0.87	100	53.41
Vega Asset Mgmt. (USA) LLC	28.07	8.31	2.59	1.56	100	26.25

第 10 章

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 7.5 分散型的基本统计量和单一以及交叉效率
评分, 1997~2001 年和 1999~2001 年

分散型	1997~2001					
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	BCC 模型 五年单一 效率评分	BCC 模型 五年交叉 效率评分
AIS Futures Mgmt. LLC	-1.87	1.86	21.44	-1.00	100 ^d	53.14
Beach Capital Mgmt. Ltd.	157.23	19.90	13.34	1.17	100	64.51
Fort Orange Capital Mgmt. Inc.	53.93	12.08	26.84	0.29	100	44.97
Friedberg Commodity Mgmt. Inc.	-21.58	2.74	40.76	-1.00	100	37.57
Marathon Capital Growth Partners LLC	22.82	5.43	16.42	0.07	100	34.5
分散型	1999~2001					
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	BCC 模型 三年单一 效率评分	BCC 模型 三年交叉 效率评分
AIS Futures Mgmt. LLC	44.10	14.17	20.10	0.49	100	54.61
Beach Capital Mgmt. Ltd.	64.42	17.64	14.18	0.94	100	66.91
Brandywine Asset Mgmt. Inc.	-43.02	-17.40	15.67	-1.00	100	49.58
Fort Orange Capital Mgmt. Inc.	-28.19	-7.64	26.63	-1.00	100	59.08
Friedberg Commodity Mgmt. Inc.	-44.04	-12.01	37.61	-1.00	100	34.91
Marathon Capital Growth Partners LLC	-0.64	0.67	16.25	-1.00	100	45.15
Mississippi River Investments Inc.	58.88	17.00	17.65	0.72	100	47.75

表 7.6 套利型的基本统计量和单一以及交叉效率
评分, 1997~2001 年和 1999~2001 年

套利型	1997~2001					
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	BCC 模型 五年单一 效率评分	BCC 模型 五年交叉 效率评分
BAREP Asset Mgmt.	49.47	8.59	10.34	0.42	100	67.05
DKR Capital Inc.	74.42	14.21	6.82	1.46	100	65.87
TWR Mgmt. Corp.	98.12	14.54	12.91	0.79	100	88.03

续表

套利型	1999~2001				BCC 模型	BCC 模型
	复合收益	平均 年化收益	年化 标准差	年化 夏普比率	三年单一 效率评分	三年交叉 效率评分
BAREP Asset Mgmt.	9.81	3.67	10.57	-1.00	100	—
DKR Capital Inc.	67.26	17.48	6.71	1.97	100	79.34
TWR Mgmt. Corp.	38.86	11.50	10.23	0.71	100	41.96

表 7.7 冠军 CTAs, 1997~2001 年和 1999~2001 年

CTA	1997~2001	
	参考集	分类
Michael N. Trading Co. Ltd.	12	股票型
KMJ Capital Mgmt. Inc.	29	货币型
Marathon Capital Growth Partners LLC	28	金融型
AIS Futures Mgmt. LLC	30	分散型
N/A	N/A*	套利型

CTA	1999~2001	
	参考集	分类
Trading Solutions	6	股票型
KMJ Capital Mgmt. Inc.	18	货币型
Marathon Capital Growth Partners LLC	24	金融型
AIS Futures Mgmt. LLC	31	分散型
N/A	N/A*	套利型

注：* N/A 表示样本集太小。

结 论

数据包络分析是一种新颖的方法，养老金基金、捐赠基金、机构投资者和高资产净值个人投资者都能用它来选择有效的 CTAs。我们相信 DEA 对于其他风险调整后测量方法是一个极好的补充，因为它能对对冲基金业绩评价提供一个更全面的概览。甚至在使

资
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

用非正态收益时,DEA 都能提供可靠的结果。

随着 DEA 被接受并被更多的学者、基金经理和机构投资者使用,具有较高交叉效率评分的 CTAs 将受青睐。比如,未来研究可能检验来自于其他数据提供商的 CTA 指数的效率。

作者:Fernando Diz、Greg N. Gregoriou、
Fabrice Rouah 和 Stephen E. Satchell

第二篇 风险和管理型期货投资

第八章采用了一组来自商品期货交易委员会的特别数据,借此研究在 13 个不同的期货产品市场中,大型的对冲基金和 CTA 对交易的影响。回归分析的结果表明大型的对冲基金与 CTA 的交易量和市场波动率之间存在弱的正相关性。并且进一步的结果表明,大型的对冲基金和 CTA 的交易很可能是基于未公开的基本面信息(private fundamental information)。

第九章研究了商品期货交易计划的动态属性,它类似于一个模拟的买入看跌期权策略。通过使用一个两步骤的回归方程,作者证明了 CTA 具有的非对称回报曲线,并且由此提供了计算风险价值的方法。作者同时研究了一个被动趋势追随型商品指数,发现这个指数与看跌期权具有类似的回报分布。他们还阐释了如何将商品期货交易计划与其他的大型对冲基金策略相结合,以得到具有更低风险的价值回报。

第十章研究了 CTA 不同风险测量方法之间的关系。这种关系在资产配置中十分重要。譬如,对一个基金样本而言,如果两种风险测量方法(如贝塔值和夏普比率)给予它相同的评级,那么这两种方法所包含的信息内容就是近似的。如果两种方法测量的结果并不一致,那么每种方法所蕴含的信息含义也就不同,同样,资产配置的决策也就不一样了。不论是以前在股票的投资过程中,还是现在在对冲基金的投资过程中,这些测量方法之间的相互依

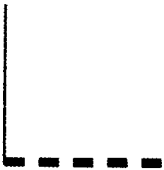
赖性都已被证明过。在本章中，作者分析了 24 个风险测量方法，样本为 200 个 CTAs，数据时间从 1998 年 1 月至 2003 年 7 月。

第十一章提供了一种简单的方法来衡量管理型期货所具有的下跌保护作用。通常管理型期货被认为可以减少股票和债券下跌时的风险。本章也衡量了对冲基金和被动商品期货指数的下跌保护作用。在每种情况下，三种另类资产中的每一种均可以提供可观的下跌保护。

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures



第八章 大型对冲基金和 CTA 交易对期货市场 波动率的影响

本章的研究运用了一组来自商品期货交易委员会(CFTC)的特别数据,检测大型对冲基金和 CTA 在 13 个商品期货市场中的交易给市场带来的影响。回归分析的结果表明,大型对冲基金与 CTA 交易量和市场的波动率之间存在弱的正相关性。但是,大型对冲基金与 CTA 的交易量和市场波动的正相关关系,可能来自未公开信息假设,也可能来自噪声交易者假设。附加的三个检验的目的就在于区分是未公开信息假设还是噪声交易者假设。第一个检验用来区分持有期不同的情况下,噪声因素在收益方差中的表现。方差比(variance ratio)的检验并没有支持噪声交易者假设。第二个检验考察大型对冲基金及 CTA 的交易行为是否具有正反馈的特点,结果表明对于大型对冲基金及 CTA 的交易决策而言,过去的价格变化对其影响很小。第三个检验估计了大型对冲基金及 CTA 在不同仓位下相关的损益情况。检验基于这样的假设:只有当投机者在高位买入在低位卖出时,市场的稳定性才会被破坏,但这就意味着投机者在交易中

亏本了。在 13 个市场中,大型对冲基金及 CTA 盈利总计不超过 4 亿美元。这样的事实证明交易决策似乎建立于有价值的未公开的基本面信息。总而言之,研究中的各项证据表明大型对冲基金及 CTA 的交易行为是基于未公开的基本面信息。

引言

近年来,大型对冲基金及 CTA 获得监管者、投资者、学者及社会公众的高度关注。^[1] 关注的大部分焦点在于这些大型对冲基金及 CTA 对于金融市场有着不成比例以及非稳定性的影响力。这种影响力导致价格的波动幅度加大甚至在某些情况下引发金融危机(Eichengreen and Mathieson 1998)。许多金融市场的萧条,大型对冲基金都难辞其咎。其中包括 1992 年欧洲汇率机制危机、1994 年墨西哥比索危机、1997 年亚洲金融危机以及 2000 年美国科技股崩盘。有个说明大型对冲基金作为投机者的例子,就是长期资本管理公司(Edwards 1999)的崩溃以及紧随其后的金融危机。对大型对冲基金及 CTA 交易的关注超出了金融市场,也扩展到其他投机市场,例如商品期货市场。这一关切在农民与芝加哥商品交易所(CBOT)管理者之间的一个会上得到了很好的归纳。农民认为:“基金——具有显著金融和投资技术资源的管理型商品投资集团——会不顾实际的供求以及其他经济因素而对市场产生过度的联合影响力。”(Ross 1999)

先前有关大型对冲基金及 CTA 对市场行为和影响的实证研究,可以分为三类。第一类研究聚焦在“羊群性”(herding)这一问题上。所谓“羊群性”,是指一组交易者同时持有相似的交易部位

[1] 参见 Eichengreen 和 Mathieson(1998)就对冲基金行业的一个完整综述。对 CTA 行业的相似综述见 Chance(1994)。



或者相互跟风操作(Kodres 1994)行为。如果这种交易行为不是根据市场基本面的信息而决定,而是根据一个大家所认同的“噪声因素”而决定,那就是非稳定性的。Kodres 和 Pritsker(1996)及 Kodres(1994)对 11 个金融期货市场中每日的羊群行为进行了调研,包括大型对冲基金及 CTA。Weiner(2002)的分析中使用每日数据,研究了取暖油期货市场(heating oil futures)中商品期货基金营运者的羊群行为。这些研究得出的结论是一致的。各类交易者内的羊群行为都是正相关的,而且在一些期货市场中表现为统计显著,尽管如此,一般而言也只能解释不超过 10%的交易部位变化。

第二类研究的重点放在期货市场的参与者是否依赖追涨杀跌这样的正反馈交易策略。这样的交易量如果足够大,会导致更剧烈的价格波动。Kodres(1994)检验了标准普尔 500 指数期货市场中大额交易者的日交易行为,发现少数人经常采用正反馈策略,而不能用偶然行为来解释。Dale 和 Zryen(1996)分析了周持仓报告,并发现了在原油、汽油、取暖油、国库券的期货市场中,非商业性交易者采用正反馈交易的证据。Irwin 和 Yoshimaru(1999)检验了商品基金交易的每日数据,在 36 个被研究的市场中,超过半数的市场交易者明显是根据正反馈策略而进行交易,这表明商品基金使用相似的正向反馈交易系统来指导交易决策。

第三类研究直接分析价格变化与大型对冲基金交易仓位之间的关系。Brorsen 和 Irwin(1987)检验了期货基金每季的未平仓合约数量,并没有发现期货基金的交易和价格之间有何显著关联。Brown、Goetzmann 和 Park(1998)检测了 1997 年对冲基金每月的亚洲货币市场持仓,也没有发现对冲基金与货币价格下跌有何关系。Irwin 和 Yoshimaru(1999)分析了商品基金的每日持仓,在很多市场中没有发现期货价格波动性与之存在显著相关性。Fung 和 Hsieh(2000a)研究了一些主要市场事件下对冲基金的月度风险头寸,认为在这些事件时期没有迹象表明对冲基金的交易引致价格和经济的基本面发生偏差。

总体上,现有的实证证据几乎不支持对冲基金及 CTA 交易行为会对市场交易产生冲击这样的观点。虽然有正反馈交易的证据,但是这又为缺少存在羊群行为及价格波动性增加的证据而抵消。不过在得到最后结论的时候需要慎重,因为对冲基金及 CTA 对市场有直接影响的证据不确凿。惟一的异议在于,先前来衡量市场交易部位的研究所使用的是低频(季或月)数据。Fung 和 Hsieh(2000a)认为这是因为获得对冲基金及 CTA 交易活动的数据有困难:

进行此类研究的主要困难在于对冲基金持仓的数据事实上几乎无法获得,除了在某些特定期货合约、外汇、美国国库券和上市公司股票上特别大的头寸外,对冲基金没有义务并且一般也不对监管机构汇报仓位。除了通过年报且以高度笼统的格式报告外,大部分基金也不会定期向投资者提供详细仓位情况的数据。因此直接衡量对冲基金在任何既定市场中的影响几乎是不可能的。

Ederington 和 Lee(2002)的研究称对冲基金及 CTA 的每日仓位变化相对很快。这表明如果想要准确衡量对冲基金及 CTA 对市场的影响,高频数据是必需的。

一组特别的数据使我们能够衡量对冲基金和 CTA 在各美国期货市场的每日持仓。具体而言,商品期货交易委员会(CFTC)执行了一个特殊的项目来收集 1994 年 4 月 4 日至 10 月 6 日间,13 个期货市场中大型对冲基金及 CTA 的各种交易数据。此项研究的目的在于运用 CFTC 的数据来考察大型对冲基金及 CTA 的期货交易对市场的影响程度。这是第一次直接评估对冲基金及 CTA 在任何市场中的交易对该市场的影响度。

本章的第一部分分析了对冲基金和 CTA 交易与市场波动率之间的关系。在吸取 Bessembinder 和 Seguin(1993)及 Chang、Pinegar 和 Schacter(1997)观点的基础上,市场波动率的回归模型被表示为以下参数的函数:(1)大型对冲基金和 CTA 交易量及未平仓合约量;(2)市场中其余部分的交易量及未平仓合约量;

000000

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

(3)某周中某日交易的影响。本章的第二部分分析了是否大型对冲基金和CTA交易与市场波动性之间存在的关系对整体经济福利有所伤害。三个检验被用来识别替代性假设。第一个检验依据一系列方差比来证实样本期间期货收益是否与随机性显著偏离。第二个检验证实是否对冲基金及CTA具有正反馈交易的普遍特征。第三个检验检验了样本期间内对冲基金及CTA的获利能力。

数 据

为获取本章所需要的数据,CFTC使用了一套特别的搜集流程,市场监管专家通过它识别那些被认为是为大型对冲基金及CTA交易的账户(J. Mielke 1998)。一旦为CFTC的大型交易者报告的数据库所识别,这些账户就被跟踪,持仓数据就被编辑。^[1]通过这种方法,一个自1994年4月4日至10月6日的数据集被编辑,这个数据集由13个市场中大型交易账户可报告的未平仓合约数据组成。六个月的样本周期中包括总共130个交易日。样本所调研的美国期货市场,包括咖啡、铜、玉米、棉花、德国马克、欧洲美元、黄金、生猪、天然气、原油、大豆、标准普尔(S&P500)期指及国库券期货。为了简化起见,大型对冲基金及CTA在本章后部分即指管理型资金账户(Managed Money Accounts,MMAs)。

从CFTC获得的数据是指定市场中每个交易日所有交易者的合计数字,这些数字代表了每天MMA多头和空头的未平仓合约(在各合约月份中)。接着通过计算 t 日和 $t-1$ 日的未平仓合约(多头及空头)差额来确定 t 日最小的交易量。计算出来的交易量

[1] 作为大额交易者报告体系的一个部分,CFTC有其内部使用的分类程式,Ed-
erington 和 Lee 对此提供了详细的解释。

即为最小交易量(多头、空头、净头寸、总头寸),但仅作为每日交易量的近似值,因为日内交易量在计算中没有被说明。总而言之,CFTC的数据包括总的可报告未平仓合约头寸(包括各合约月份和各交易者),以及MMAs的多头、空头、净头寸和总头寸。

鉴于这组数据的合计特性,我们假设MMAs的交易配置于近期合约。这与Ederington和Lee(2003)的研究结果是一致的,他们发现,在取暖油期货市场上,几乎所有商品期货基金(包括对冲基金)及CTA交易的都是近期合约,可以在分析中运用近期的价格序列。不过玉米、大豆、棉花、铜和黄金这五个期货市场并未完全符合这一常规的近期定义。这些市场中的每一个都存在一个合约月份,即使在快到期的情况下也没有最大的交易量和未平仓合约。譬如,9月的玉米及大豆合约在存续期内仅有少许的交易。这些市场的流动性在6月底发生变换,从7月合约转到新作物合约(大豆转到11月合约,玉米转到12月合约)。因此,为了跟踪这些市场的流动性,价格序列常常需要反映最具流动性的合约。对于上述五个市场之外的其他大部分市场,价格序列等同于距合约到期最近的一个自然月末的近期价格序列。

交易行为描述分析

数据集中包含的13个市场,既包括流动性很强的金融产品合约,也包括流动性偏弱的农产品合约。表8.1中提供了1994年4月4日到10月6日期间一般市场情况的统计量,包括日均交易量以及未平仓合约(用修正过的近期序列数据)以及日均收益波动。^[1]表中也给出了前10年(1988年1月4日至1997年12月31日)的数据以便进行比较。统计数据比较的结果表明,所研究的六个月市场情况的数据也代表了长期市场情况。

[1] 日波动率通过Parkinson(1980)的极值(高一低)波动率估算法完成。进一步的细节详见“交易量和价格波动性之间的关系”一节。



**表 8.1 平均交易量、未平仓合约以及 13 个期货市场的波动率，
1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日及
1988 年 1 月 4 日至 1997 年 12 月 31 日的数据**

期货市场	日均量					
	1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日			1988 年 1 月 4 日至 1997 年 12 月 31 日		
	合 约		波动率 (%)	合 约		波动率 (%)
	交易量	未平仓合约		交易量	未平仓合约	
咖啡	8 081	24 330	2.60	5 072	19 718	1.69
铜	8 013	32 585	1.03	5 938	22 515	1.15
玉米	23 984	121 230	0.90	26 849	127 378	0.84
棉花	5 170	26 094	0.92	4 328	21 796	0.88
原油	50 897	96 306	1.43	40 640	80 689	1.33
德国马克	42 895	92 186	0.47	33 130	71 328	0.46
欧洲美元	145 505	446 932	0.05	82 709	329 268	0.05
黄金	28 810	82 344	0.49	27 094	69 878	0.52
生猪	2 639	11 933	1.01	3 411	12 545	0.95
天然气	9 880	22 409	1.69	8 002	19 614	1.77
标准普尔 500 指数	65 700	190 626	0.52	54 198	150 675	0.68
大豆	26 922	68 876	0.89	25 976	60 649	0.88
国库券	392 204	363 407	0.61	294 987	307 308	0.49

注：其中的波动率采用 Parkinson(1980)的极值估算法。

为总结 MMA 交易对市场的影响，首先理解 MMA 在哪些市场进行交易是非常重要的。交易的任何潜在影响很大程度上依赖于交易是集中在流动性强的市场还是流动性弱的市场。表 8.2 中给出的结果是将每日各市场中 MMA 交易总量除以相应市场中的总头寸(多头、空头)或净头寸(多空头差值的绝对值)得出的。更具体而言，六个月的样本周期中的每日百分比的平均数也就是由此获得的。与 Irwin 和 Yoshimaru(1999)的发现一致的是，结果表明，MMA 的交易量大部分都集中在流动性很强的金融期货市场。

表 8.2 大型管理资金账户在 13 个期货市场中交易量的构成，

1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	全部管理资金账户交易量占比	
	总头寸(%)	净头寸(%)
咖啡	1.6	1.7
铜	2.9	3.0
玉米	5.4	5.7
棉花	2.3	2.6
原油	4.0	8.4
德国马克	8.2	7.3
欧洲美元	6.0	22.9
黄金	25.7	8.0
生猪	7.4	0.9
天然气	0.9	4.5
标准普尔 500 指数	5.5	7.1
大豆	6.8	6.1
国库券	23.2	21.8

注：管理资金账户指大型对冲基金及 CTA。在本例中总头寸为多头和空头总和，净头寸指多空头寸差值的绝对值。因采用四舍五入，总计百分比不一定恰好等于 100%。

最具流动性的两个市场（欧洲美元和国库券），在 MMA 总头寸中约占 49%，净头寸中约占 45%。四个流动性最弱市场的总交易量（生猪、棉花、铜、咖啡，基于六个月的样本期间的总交易量）在总头寸中仅占约 14%；净头寸中也只占约 8%。MMA 交易集中在流动性强的市场，这一点表明大型对冲基金的运作者和 CTA 充分意识到了他们自身交易的规模，并且寻求在流动性弱的市场中最小化大额交易指令的执行成本。

根据合约交易量的数字，MMA 集中交易于更活跃的市场，即使如此，分析其交易量相对于每个市场的规模也是很重要的。表 8.3 中的百分比数字由每日 MMA 交易的总头寸和净头寸（绝对值数据）除以近期合约总量得出。结果表明 MMA 的交易量在市场

55

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

中占到2%~14%的比例(不论是按照总头寸计还是按照净头寸计)。在13个期货市场中,MMA交易量占市场总量的比例平均为7.9%,净头寸占市场总量的比例平均为6.7%。^[1] 这些统计数据清楚地表明在六个月的样本周期内,MMA是13个期货市场中重要的参与者。更进一步而言,单日的交易中这个数值非常大,总头寸的变动区间为总量的10%~54%,净头寸的变动区间为总量的7%~54%。

表 8.3 大型管理资金账户的交易在总交易量中的占比,
13 个期货市场,1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	管理资金账户的总头寸		管理资金账户的净头寸	
	平均(%)	最大(%)	平均(%)	最大(%)
咖啡	6.9	26.7	5.9	26.7
铜	11.1	39.8	9.3	34.6
玉米	7.0	23.0	6.0	23.0
棉花	12.9	39.4	11.1	39.4
原油	5.4	19.5	4.4	16.3
德国马克	5.3	20.1	4.8	20.1
欧洲美元	7.2	28.5	5.3	23.6
黄金	8.6	24.7	7.3	24.7
生猪	11.6	47.8	9.4	47.8
天然气	14.0	54.4	12.2	53.6
标准普尔 500 指数	3.7	14.9	3.2	12.0
大豆	6.7	21.6	6.0	21.6
国库券	2.4	10.3	1.8	7.5

注:管理资金账户指大型对冲基金及CTA。在本例中总头寸为多头和空头总和,净头寸指多头头寸差值的绝对值。

[1] 表 8.3 提供的平均数与 Ederington 和 Lee 在取暖油市场的研究发现大概一致。在 1993 年 6 月至 1997 年 3 月期间,他们发现商品基金(包括对冲基金)和商品交易顾问的日交易量平均为 11.3%。

图 8.1 展现了天然气市场中 MMA 交易图形的“尖锯齿”状特性。概括而言,尽管 MMA 更愿意在最具有流动性的市场中进行集中交易,但是它们的交易在全部市场中仍然占有巨大的份额,在流动性欠佳的期货市场中尤为如此。

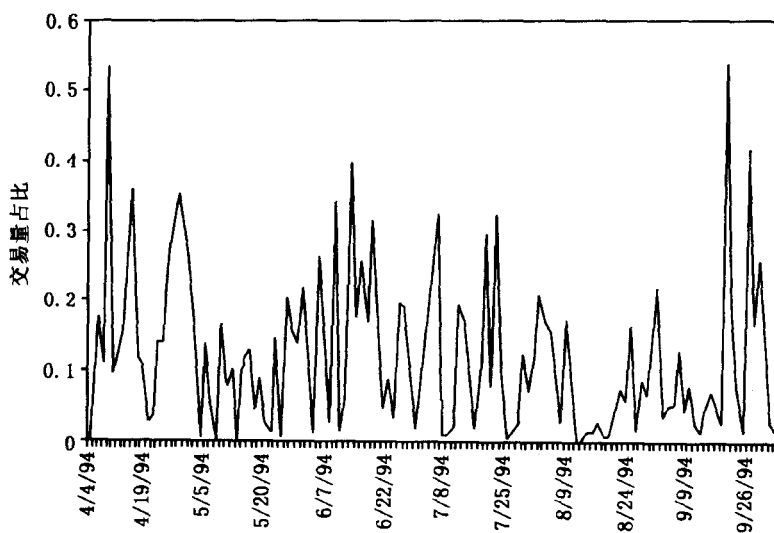


图 8.1 大型管理资金账户净头寸占全部近期交易总头寸百分比,
天然气市场,1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

为更好地理解 MMA 相对于市场中其他参与者的交易时机,需要计算出同期 MMA 和市场其他参与者交易量之间的简单相关系数。表 8.4 中所测算出来的相关系数都为正且介于 0.01~0.70 之间。各个市场的总头寸和净头寸平均相关系数分别为 0.39 和 0.38(在 5% 的显著性水平下)。从总头寸及净头寸角度来看,有 10 个市场统计上表现出显著相关。绝对的正相关性表明 MMA 通常在其他参与者交易的时候进行交易。这一结果和 Kodres(1994)提出的对冲基金和其他大型交易者在仓位变化上存在负相关的结论相反。这种正相关性是有利于稳定价格还是不利于稳定价格仍无定论。一方面,正相关关系表明 MMA 更愿意在流动性强的市场中进行交易,市场中的其他交易者也是如此。另一方面,正相关关

系也可以表明其他的交易者在追随 MMA 的“领导地位”而交易，透过羊群效应而不利于价格稳定(Kodres 1994)。

表 8.4 13 个期货市场中,大型管理资金账户交易量和所有
其他市场交易量之间的相关系数,
1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	相关系数	
	管理资金账户总头寸	管理资金账户净头寸
咖啡	0.35*	0.33*
铜	0.53*	0.50*
玉米	0.61*	0.58*
棉花	0.66*	0.64*
原油	0.16	0.21*
德国马克	0.42*	0.44*
欧洲美元	0.44*	0.34
黄金	0.66*	0.67*
生猪	0.05	0.01
天然气	0.07	0.06
标准普尔 500 指数	0.28*	0.25*
大豆	0.52*	0.56*
国库券	0.30*	0.31*

注:管理资金账户为大型对冲基金及 CTA。在本例中总头寸为多头和空头总和,净头寸指多空头寸差值的绝对值。

* 统计显著性水平为 5%。

总体而言,MMA 的交易行为是错综复杂的。MMA 倾向于主要交易最具流动性的期货市场的一些合约。然而,MMA 的交易量在整个市场交易量中占比很大,尤其是在某些时候和流动性弱的市场中。接下来,需要进行直接的检验来理解 MMA 交易对市场的影响。下一个部分研究了 MMA 的交易量与期货市场中价格波动性之间的关系。

交易量和价格波动性之间的关系

Karpoff(1987)对研究交易量和波动性之间关系的方法和结果进行了一个全面而广泛的概括。到 Karpoff 概括为止,同时也自那时开始,模型设定(specifications)的主要差别在于调整所有交易量和波动率数据持续性的程序。因为缺少普遍接受的模型设定,本章的分析运用了以下三种基本的设定。

1. 采用 Chang、Pinegar 和 Schachter(1997)的观点,不考虑过去波动性的影响来对交易量和波动率之间的关系进行建模。
2. 采用 Irwin 和 Yoshimaru(1999)的观点,以波动率的滞后项作为独立变量来解释波动率时间系列的持续性。
3. 采用 Bessembinder 和 Seguin(1993)的观点,把交易量和波动率的持续性通过一个交互过程的设定纳入模型考虑。^[1]

因为通过不同的模型设定所得出的结果相当类似,所以这里只列示 Chang、Pinegar 和 Schachter 修正版本的模型设定。^[2]

Chang、Pinegar 和 Schachter(1997)分别就(CFTC 大额交易者报告所提供的)大投机者交易量与其他所有市场交易量对市场价格波动率进行了回归。模型中包括两组附加的独立变量参数来扩充基本设定。交易对波动的影响已被证实,这意味着设定中需要一组日虚拟变量数据。除此之外,设定还包括每个市场中的未平仓合约数据。正如 Bessembinder 和 Seguin(1993)所概括的,未平仓合约代表了市场深度,他们估计该数据与波动性之间存在负相关的关系。这种关系暗示交易量的变动在流动性更强的市场(表现为未平仓合约更大的市场)中对波动性有着更小的影响。因

[1] 另一种方法是采用都具有交易量和 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)项的均值方程和波动率方程。这里未采用这个方法是因为每个市场可得的时间序列观察值有限。由 Hwang 和 Pereira 所做的蒙特卡罗模拟结果表明,体现 GARCH 效应的有效估计模型至少需要 500 个观察值,大大超过了本研究的可得日观察值(130)。

[2] 回归结果的全部数据见 Holt(1991)的研究。



此,给定期货市场,回归模型设定为:

$$\sigma_t = \beta_1 + \beta_2 MMA TV_t + \beta_3 MMAOI_t + \beta_4 AOTV_t + \beta_5 AOOI_t + \beta_6 Mon_t + \beta_7 Tue_t + \beta_8 Wed_t + \beta_9 Thu_t + \varepsilon_t \quad (8.1)$$

其中, σ_t = 期货收益的每日波动(标准差);

$MMA TV_t$ = MMA 交易量净头寸绝对值;

$MMAOI_t$ = MMA 未平仓合约净头寸绝对值;

$AOTV_t$ = 其他市场的交易量;

$AOOI_t$ = 其他市场的未平仓合约;

Mon_t, Tue_t, Wed_t 和 Thu_t = 代表一周中某天作用的虚拟变量;

ε_t = 一个标准的正态误差项。

继 Chang、Pinegar 和 Schachter(1997)及 Irwin 和 Yoshimaru (1999)之后, Parkinson(1980)运用了极值评估模型(extreme-value estimators)来评估期货收益的日波动率。给定某种商品, Parkinson 的评估模型表述如下:

$$\hat{\sigma}_t = 0.601 \ln(H_t/L_t) \quad (8.2)$$

其中, H_t = 每个交易日最高价;

L_t = 每个交易日最低价。

Wiggins(1991)发表报告认为极值评估模型在很多事例中比趋近评估模型(close-to-close estimators)更为有用。先前的实证结果表明交易量与波动率之间有可能存在正相关性。如 Bessembinder 和 Seguin(1993)的研究也表明,波动率与未平仓合约量存在负相关关系。然而,六个月内的未平仓合约量变化可能不够大,不足以估计它对波动率的影响。同样的原因,日虚拟变量也有可能不会像先前波动研究中所描述的那样呈 U 型变化。

表 8.5 报告了针对每个市场估算出来的相关系数、 t 统计量,以及调整后的 R^2 值。鉴于周交易中某天作用的变量并不显著,因此只列出了检验这一类虚拟变量共同显著性的 F 统计量。如 F 统计量显示,日效应表现显著的只有德国马克市场。13 个市场的平

表 8.5

13个期货市场的波动率回归计算结果,1994年4月4日至1994年10月6日

期货市场	截距	MMA 净交易量	其他交易者的 近似交易量	MMA 净持仓量	其他的近 似持仓量	日效应的 F统计结果	调整后的 R ²
咖啡	3 440.1* (6.39)	-0.120 0 (-0.73)	0.459 0* (11.19)	-0.144 4* (-4.85)	-0.183 1* (-6.31)	1.31	0.51
铜	522.6* (3.98)	0.097 3* (3.22)	0.109 1* (9.67)	-0.001 8 (-0.37)	-0.021 4* (-4.53)	1.12	0.61
玉米	916.5* (3.17)	0.041 1* (2.30)	0.025 3* (6.41)	-0.014 7* (-3.53)	-0.004 6* (-1.98)	1.15	0.49
棉花	331.7 (1.57)	0.037 9 (0.98)	0.127 9* (6.77)	0.007 0 (0.71)	-0.000 9 (-0.41)	0.97	0.41
原油	739.4* (2.69)	0.053 9* (2.24)	0.035 7* (9.05)	-0.018 9* (-4.22)	-0.009 4* (-3.38)	1.85	0.44
德国马克	184.5 (1.64)	0.008 8 (1.09)	0.012 1* (7.94)	0.001 9 (1.01)	-0.001 9 (-1.57)	4.06*	0.45
欧洲美元	35.7 (1.60)	0.001 0* (3.69)	0.000 4* (11.61)	-0.000 2* (-3.88)	-0.000 1 (-0.24)	0.38	0.69

续表

期货市场	截距	MMA 净交易量	其他交易者的 近似交易量	MMA 净持仓量	其他的近 似持仓量	日效应的 F 统计结果	调整后的 R ²
黄金	74.7 (0.71)	0.023 4* (3.60)	0.015 4* (7.97)	-0.001 0 (-0.77)	-0.000 3 (-0.29)	2.07	0.63
生猪	290.0 (1.04)	0.392 9* (3.55)	0.227 2* (5.74)	0.008 1 (0.29)	-0.030 6* (-3.05)	1.10	0.30
天然气	120.6 (0.42)	0.111 5* (2.76)	0.139 9* (8.94)	0.025 6* (2.51)	0.003 6 (0.26)	0.52	0.47
标准普尔 500 指数	-657.7* (-3.61)	0.026 8* (3.34)	0.009 9* (10.19)	-0.000 8 (-0.45)	0.003 5* (3.79)	1.03	0.53
大豆	-121.2 (-0.44)	0.014 0 (0.71)	0.042 3* (9.94)	-0.013 2 (-1.61)	-0.000 3 (-0.09)	1.05	0.57
国库券	83.8 (0.78)	0.012 6* (4.75)	0.001 8* (12.96)	-0.000 6 (-0.39)	-0.000 6 (-1.93)	2.16	0.69

注：MMA 表示管理型资金账户，这里指大型对冲基金和 CTAs。括号里的数字是 *t* 统计量。F 统计量检验周交易中某天作用的虚拟变量参数合计为零的原假设。
* 显著性水平为 5%。

均调整后的 R^2 值为 0.52, 这些数据表明, 特别是在相对较小的样本规模下, 该模型是合理有效的。针对 MMA 交易量的相关系数在 9 个市场中很显著(在显著性水平为 5% 的情况下), 在另外 4 个市场(咖啡、棉花、德国马克和大豆)则不显著。在显著性水平为 5% 的情况下, 针对市场中其他交易量的相关系数都很显著而且为正。因此, 正如所料, 不论交易者的类型如何(MMA 或者其他), 在交易量和价格波动之间存在正相关关系。针对 4 个市场中 MMA 未平仓合约量的估算系数显著为负(咖啡、玉米、原油、欧洲美元), 同时 1 个市场(天然气)中存在显著的正系数。针对市场中其他交易者的未平仓合约数量, 该系数在 5 个市场(咖啡、铜、玉米、原油、生猪)中显著为负, 同时在 1 个市场(标准普尔 500 指数)中显著为正。正如前面所提到的, 因为检测的样本周期太短, 所以针对未平仓合约量的检测结果呈现出复杂性并不奇怪。

之前的研究(Chang, Pinegar and Schachter 1997)通过对比涉及不同交易群体的参数估计的大小, 来估算不同交易者类型的波动率效应。例如, 比较回归方程(8.1)中的 β_2 和 β_4 的估算结果可以判断 MMA 和所有其他交易者的交易波动效果。然而, 如果估算这些独立变量的方法没有相似的数量级, 这种比较就可能具有误导性。更好的方法是比较独立变量的波动率弹性。

表 8.6 中列示了测算出来的交易量及未平仓合约数量的波动率弹性。MMA 交易量的波动率弹性系数介于 $-0.02 \sim 0.14$ 之间, 样本的均值为 0.09。这表明, 平均而言, MMA 交易量提高 1% 会使得期货价格波动增加 0.1%。所有其他交易者交易量的波动弹性系数介于 $0.54 \sim 1.19$ 之间, 样本总体均值为 0.86。这表明市场中所有其他交易者(MMA 以外的交易量)的交易量每提高 1%, 会使得期货价格波动的增加略低于 1%。因此, 从百分比的角度而言, MMA 交易量的增加对市场波动的影响程度低于市场中所有其他交易者。最后要指出的是, 一个有趣的现象值得注意: MMA 未平仓合约数量的弹性系数均值为 -0.10 , 这表明 MMA 的交易对



于市场深度和流动性有积极的贡献。

表 8.6 13 个期货市场中交易量和未平仓合约数量的波动率

弹性系数估算,1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	MMA 净成交量	市场中所有 其他的近似 成交量	MMA 净持仓量	市场中所有 其他的近似 净持仓量
咖啡	-0.02	1.33	-0.43	-1.17
铜	0.08	0.76	-0.02	-0.40
玉米	0.08	0.63	-0.22	-0.55
棉花	0.03	0.60	0.06	-0.02
原油	0.08	1.19	-0.26	-0.49
德国马克	0.04	1.05	0.07	-0.31
欧洲美元	0.13	0.98	-0.59	-0.06
黄金	0.12	0.82	-0.04	-0.04
生猪	0.10	0.54	0.07	-0.11
天然气	0.08	0.69	0.15	0.03
标准普尔 500 指数	0.11	1.22	-0.07	1.00
大豆	0.03	1.19	-0.12	-0.02
国库券	0.14	1.11	-0.01	-0.33

注: MMA 表示管理型资金账户, 这里指大型对冲基金和 CTAs。

交易量与价格波动率之间关系的解释

前一部分中的结果为 MMA 交易量和市场价格波动率存在正相关关系提供了强有力的证据。但是, 仅就此而言, 并不足以有效推断出 MMA 的交易对整体经济福利是有促进还是破坏作用。MMA 的交易量和市场波动之间存在正相关关系, 这样的结果要么与未公开信息假设的观点一致 (Clark 1973)——受信息驱动的 MMA 交易会使得价格更为接近均衡价值, 要么与噪声交易者假设的观点一致 (De Long, Schleifer, Summers and Waldman 1990)——MMA 的交易决策依据诸如趋势追随或者市场情绪等“噪声”来决定, 会使得市场的价格更加偏离均衡价值。Weiner (2002, p. 395) 在他的著作中用简洁的语言表述了这一问题:

……有关这些基金是否对市场功能存在有利或者有害的影响,实际上是在区分这些基金所具有的特征:“聪明基金”(smart money)——对产业、宏观经济、政治以及诸如此类的情形和它们可能造成的价格后果展开广泛分析后进行的投资;或是“愚蠢基金”(dumb money)——追随趋势,交易随波逐流的噪声交易者。

本研究遵循 French 和 Roll(1986)的思路,运用了三个检验来区分这两种假设。

方差比检验 (Variance Ratio Tests)

在有效市场下,价格的变化遵循随机游走。因此,长期持有的收益方差等于每日收益方差之和。不过在噪声交易者假设下,累计的日收益方差被认为高于长期持有的收益方差。这个假定表明,在长时期内,市场会修正噪声交易带来的误差。日方差中包括了噪声交易的影响,而长期持有期间的方差则被认为没有该影响。因此,噪声交易的存在可以通过分析不同持有期的收益方差比来进行识别。

方差比遵循 Campbell、Lo 和 MacKinlay(1997)的方法进行计算, q 日的方差比为:

$$VR_q = \frac{\sigma_q^2}{\sigma_1^2 \cdot q} \quad (8.3)$$

其中, σ_q^2 =持有期为 q 日的收益方差;

σ_1^2 =日收益方差。

需要指出的是,交叠的(overlapping) q 期收益被用以测算 σ_q^2 , 单日收益被用以测算 σ_1^2 。交叠收益的使用提高了方差比估算估值的效率。^[1] 对于某种给定的商品,用来检验方差比等于 1 的原假

[1] 方差估算方程见 Campbell、Lo 和 MacKinlay(1997)研究的第 52~53 页。一个需要处理的技术问题是,当近期期货价格序列从“老”的近期合约展期过渡到“新”的近期合约时,期货收益该如何计算。为了解决这个问题,“新”的近期合约首个活跃交易日的收益计算采用“新”的近期合约前一日的价格,而不是“老”的近期合约前一日的价格。

设的标准化检验统计量为:

$$\psi_q = \sqrt{nq} (VR_q - 1) \left[\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right]^{-1/2} \quad (8.4)$$

其中, $nq+1$ = 初始的日价格观察数据量。

Campbell、Lo 和 MacKinlay(1997)说明在大样本情况下, ψ_q 近似服从标准的正态分布。方差比和相关的检验统计量根据六个不同持有期而计算, 即 $q=2, 3, 5, 10, 15$ 及 20 (天)。

解释方差比检验结果的同时产生了一个重要的统计问题。具体而言, 是什么样的证据能推翻原假设? 如果在不同持有期的方差比相互独立, 那么若能够拒绝整体在一个持有期的原假设, 则足以拒绝在所有持有期方差比相等的整体的联合原假设。持有期存在着重叠性, 因此相互独立的假设并非有效。结果, 单个假设检验有更高的概率超出既定的显著性水平而犯第 I 类错误。

为正确评估持有期间方差比的联合显著性, 需要进行联合统计检验。Bonferroni 不等式提供了一种简单的方法来检验整体检验统计量相同的联合原假设。当检验统计量具有的关联性触发了不等式的上端临界值时, 将拒绝联合原假设。直觉上, Bonferroni 检验只是按比例提升了最显著检验统计量的 p 值来解释相关性。Miller(1966)完整解释了 Bonferroni 不等式及其最终的联合检验程序。

为对某种特定商品完成 Bonferroni 检验, 我们定义了如下标准化检验统计量的最大值:

$$\psi^{\max} = \max_q \{ |\psi_q| \} \quad (8.5)$$

其中, ψ_q = 持有期 q 日的标准化检验统计量。

在显著性水平为 α 的情况下, 如果 $\psi^{\max}$ 大于以下临界值, 则拒绝联合原假设。该临界值的定义为:

$$1 - \phi(\psi) = \frac{\alpha/c}{2} \quad (8.6)$$

其中, $\phi(*)$ = 标准正态累积分布;

c = 检验限制条件的数量。

因为有六个不同的持有期限用做检验,一个既定市场的联合假设检验就被施加了六个限制条件。在显著性水平为 5% 的情况下, Bonferroni 检验出来的临界值为 2.63。

表 8.7 列示了 13 个期货市场各自的方差比以及标准化的检验统计量。78 个方差比数据中只有 2 个被拒绝整体的原假设。这两个显著性的比率数据表明了黄金的市场上存在短期噪声交易成分的可能。2 天和 3 天持有期的显著负检验统计量表明, 2 天期或者 3 天期的收益方差比估计的日方差要低 2~3 倍。这个事实意味着, 日收益方差更大是因为其很大程度上受噪声成分的影响。然而, 噪声交易成分从长期来看将不存在, 这可以从更长持有期的非显著性检验统计量上看起来。黄金市场也是 13 个市场中惟一一个 Bonferroni 检验统计结果显著的市场。拒绝比率为 0.077, 在 5% 的显著性水平下, 略高于预期的随机概率。总体而言, 在此样本期进行的方差比检验不支持噪声交易者假设, 而支持 MMA 交易的未公开信息假设。

表 8.7 13 个期货市场方差比检验结果,
1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	持有期间						Bonferroni 联合检验 统计量
	2 日	3 日	5 日	10 日	15 日	20 日	
咖啡	1.08 (0.86)	1.12 (0.95)	1.19 (1.00)	1.25 (0.84)	1.49 (1.32)	1.53 (1.21)	1.21
铜	0.92 (-0.86)	0.91 (-0.69)	0.92 (-0.42)	0.96 (-0.15)	0.97 (-0.07)	1.00 (0.00)	0.86
玉米	0.97 (-0.30)	1.07 (0.56)	0.96 (-0.19)	0.78 (-0.72)	0.98 (-0.06)	1.00 (0.01)	0.72
棉花	1.08 (0.91)	1.06 (0.45)	1.10 (0.52)	0.99 (-0.03)	0.98 (-0.06)	0.86 (-0.32)	0.91
原油	1.09 (1.00)	1.09 (0.68)	1.02 (0.11)	1.26 (0.89)	1.35 (0.93)	1.58 (1.33)	1.33



期货市场	持有期间						续表
	2 日	3 日	5 日	10 日	15 日	20 日	Bonferroni 联合检验 统计量
德国马克	1.02 (0.17)	1.04 (0.30)	1.09 (0.49)	1.01 (0.04)	0.78 (-0.60)	0.73 (-0.61)	0.61
欧洲美元	1.12 (1.39)	1.19 (1.43)	1.16 (0.81)	0.78 (-0.75)	0.74 (-0.69)	0.71 (-0.67)	1.43
黄金	0.71* (-3.25)	0.72* (-2.16)	0.70 (-1.58)	0.75 (-0.86)	0.65 (-0.94)	0.61 (-0.90)	3.25*
生猪	1.03 (0.35)	0.97 (-0.21)	0.90 (-0.54)	0.84 (-0.54)	0.74 (-0.69)	0.51 (-1.11)	1.11
天然气	0.97 (-0.29)	1.06 (0.44)	1.24 (1.24)	1.24 (0.81)	1.18 (0.49)	1.19 (0.43)	1.24
大豆	1.03 (0.31)	1.09 (0.69)	0.96 (-0.23)	0.82 (-0.59)	0.99 (-0.02)	0.98 (-0.03)	0.69
标准普尔 500 指数	0.84 (-1.86)	0.93 (-0.52)	0.86 (-0.71)	0.74 (-0.87)	0.75 (-0.66)	0.73 (-0.61)	1.86
国库券	0.88 (-1.35)	0.86 (-1.06)	0.77 (-1.18)	0.52 (-1.63)	0.49 (-1.37)	0.48 (-1.19)	1.63

注:括号内的数据是 z 统计量。

* 显著性水平为 5%。

在前述检验中考虑的样本期从某种程度上来说还是有限的,因此,很容易让人想到结果是否对于不同的时期或者更长的样本期限具有敏感性。第一个替代性的样本区间为前六个月,即 1993 年 10 月 1 日至 1994 年 3 月 31 日。如表 8.8 所示,78 个方差比中只有 6 个显著不同于样本时期的整体。Bonferroni 联合检验统计量只在欧洲美元市场显著,同样也只是略高于预期的随机概率而已。第二个替代性的样本期间明显长于原样本期间,包括样本期之前六年零三个月的数据,即自 1988 年 1 月 4 日到 1994 年 3 月 31 日。如表 8.9 所示,78 个方差比数据中只有 17 个数据显著不同于整体。然而,Bonferroni 联合检验统计在 13 个市场中,有 4 个市

场(棉花、原油、欧洲美元、标准普尔 500 指数)表现显著,高于预期的随机概率。

表 8.8 13 个期货市场方差比检验结果,
1993 年 10 月 1 日至 1994 年 3 月 31 日

期货市场	持有期间						Bonferroni 联合检验 统计量
	2 日	3 日	5 日	10 日	15 日	20 日	
咖啡	0.78*	0.74	0.62	0.46	0.44	0.39	2.46
	(-2.46)	(-1.95)	(-1.94)	(-1.79)	(-1.49)	(-1.39)	
铜	0.95	0.98	1.01	1.00	1.02	0.95	0.57
	(-0.57)	(-0.14)	(-0.05)	(-0.01)	(-0.04)	(-0.12)	
玉米	1.03	0.97	0.92	1.05	1.31	1.74	1.68
	(0.39)	(-0.25)	(-0.41)	(0.16)	(0.83)	(1.68)	
棉花	1.07	1.09	1.14	1.45	1.65	1.94*	2.13
	(0.76)	(0.67)	(0.71)	(1.49)	(1.72)	(2.13)	
原油	0.99	1.03	1.03	1.11	1.21	1.39	0.88
	(-0.11)	(0.20)	(0.17)	(0.36)	(0.56)	(0.88)	
德国马克	0.97	1.03	1.03	0.87	0.93	0.95	0.43
	(-0.38)	(0.20)	(0.14)	(-0.43)	(-0.18)	(-0.12)	
欧洲美元	1.22*	1.25	1.43*	1.85*	2.41*	3.02*	4.58*
	(2.51)	(1.91)	(2.21)	(2.83)	(3.74)	(4.58)	
黄金	0.98	0.95	0.88	0.74	0.73	0.70	0.87
	(-0.22)	(-0.35)	(-0.60)	(-0.87)	(-0.72)	(-0.68)	
生猪	1.08	1.10	1.08	1.11	1.19	1.47	1.07
	(0.86)	(0.76)	(0.42)	(0.38)	(0.51)	(1.07)	
天然气	1.04	1.12	1.13	1.28	1.38	1.67	1.51
	(0.40)	(0.90)	(0.67)	(0.92)	(1.01)	(1.51)	
大豆	1.06	1.00	0.95	1.03	1.02	1.03	0.66
	(0.66)	(0.02)	(-0.27)	(0.11)	(0.05)	(0.08)	
标准普尔 500 指数	0.93	0.96	1.02	0.87	0.76	0.71	0.82
	(-0.82)	(-0.28)	(0.11)	(-0.43)	(-0.63)	(-0.65)	
国库券	1.04	1.02	1.10	1.09	1.24	1.44	0.99
	(0.47)	(0.15)	(0.50)	(0.30)	(0.64)	(0.99)	

注:括号内的数据是 z 统计量。

* 显著性水平为 5%。



表 8.9 13 个期货市场方差比检验结果，
1988 年 1 月 4 日至 1994 年 3 月 31 日

期货市场	持有期间						Bonferroni 联合检验 统计量
	2 日	3 日	5 日	10 日	15 日	20 日	
咖啡	0.97 (-1.35)	0.96 (-1.07)	0.99 (-0.23)	0.97 (-0.34)	0.98 (-0.15)	1.01 (0.10)	1.35
铜	1.03 (1.22)	1.02 (0.50)	1.00 (0.01)	1.02 (0.27)	1.00 (0.03)	0.98 (-0.15)	1.22
玉米	1.02 (-0.66)	0.97 (-0.87)	0.91 (-1.71)	0.86 (-1.66)	0.88 (-1.13)	0.89 (-0.87)	1.71
棉花	1.10* (3.68)	1.11* (3.06)	1.12* (2.19)	1.18* (2.07)	1.27* (2.50)	1.34* (2.70)	3.86*
原油	1.02 (0.97)	1.01 (0.39)	0.91 (-1.62)	0.76* (-2.78)	0.77* (-2.12)	0.81 (-1.53)	2.78*
德国马克	1.03 (1.22)	1.01 (0.29)	0.98 (-0.41)	0.96 (-0.44)	1.00 (0.00)	1.03 (0.22)	1.22
欧洲美元	1.07* (2.96)	1.06 (1.64)	1.04 (0.64)	1.10 (1.22)	1.13 (1.21)	1.20 (1.58)	2.96*
黄金	0.97 (-1.18)	0.95 (-1.43)	0.91 (-1.63)	0.90 (-1.13)	0.92 (-0.78)	0.91 (-0.70)	1.63
生猪	1.03 (1.10)	0.99 (-0.14)	0.97 (-0.51)	0.98 (-0.26)	0.95 (-0.43)	0.94 (-0.49)	1.10
天然气	1.02 (0.76)	0.99 (-0.19)	1.01 (0.11)	1.11 (1.02)	1.24 (1.82)	1.37* (2.39)	2.39
大豆	1.06* (2.20)	1.04 (1.16)	1.01 (0.64)	1.01 (0.06)	1.00 (-0.01)	0.98 (-0.14)	2.20
标准普尔 500 指数	0.94* (-2.21)	0.90* (-2.58)	0.84* (-2.90)	0.72* (-3.24)	0.70* (-2.81)	0.70* (-2.38)	3.24*
国库券	1.02 (0.92)	1.04 (1.10)	0.99 (-0.16)	0.93 (-0.88)	0.92 (-0.76)	0.93 (-53)	1.10

注：括号内的数据是 z 统计量。

* 显著性水平为 5%。

最后的发现表明,方差比的检验结果可能相对小规模样本具有敏感性。但是,替代性样本期的方差比并未能就推翻原始样本的结论提供令人信服的证据。也就是说,方差比的检验并未没有显示出涉及 MMA 噪声交易的市场效率存在显著偏离。相反,检验结果与 MMA 基于有价值未公开信息交易的假设更为相容。

正反馈交易检验(Positive Feedback Trading Tests)

正反馈交易的主要特点是在价格上涨的时候买进,在价格下跌的时候卖出。该交易方式的存在因造成过度波动而会导致市场效率的下降。例如,当市场收到新的利多基本面信息的时候,理性交易会驱动价格上涨到它的新基本面的价值上,正反馈交易者则会继续买进,驱动价格超过它的合理价格。按照 Kordes(1994)及 Irwin 和 Yoshimaru(1999)的研究,给定市场的正反馈交易可以通过估计的回归模型来认识:

$$NETMMATV_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta p_{t-i} + \epsilon_t \quad (8.7)$$

其中, $NETMMATV_t$ = t 日 MMAs 交易净头寸(t 日多头合约数量和空头合约数量之差);

Δp_{t-i} = $t-i$ 日的期货连续复合收益;

ϵ_t = 标准正态误差。

按照 Irwin 和 Yoshimaru 的结论,所有市场的模型中都具有五个滞后的价格收益数据。注意,当 MMAs 为合约净买方的时候, $NETMMATV_t$ 体现为正值;当 MMAs 为合约净卖方的时候, $NETMMATV_t$ 体现为负值;当净头寸为 0 的时候, $NETMMATV_t$ 体现为 0。方程(8.7)中的斜率系数可被认为是 MMA 对过去价格波动需求的敏感性。正斜率系数证明 MMAs 存在正反馈交易,负斜率系数则证明存在负反馈交易(negative feedback trading)。在每个回归模型中,斜率系数决定着净反馈效果。通过检验估计的(滞后价格收益)斜率系数之和是否大于零,来确定反馈交易的显



著性。

表 8.10 提供了方程(8.7)的估计结果。估计的斜率系数之和在 9 个市场中为正,在 1 个市场中接近 0,在 3 个市场中为负。在 9 个正斜率系数的市场中, t 统计表明 6 个市场显著不等于 0。在所研究的市场中,超过半数的市场存在正反馈交易统计上显著的证据。13 个市场中平均调整后的 R^2 值为 0.09,最高值为 0.35(棉花),最低值为 -0.02(咖啡)。总体上来说,这提供了在部分 MMAs 中存在正反馈交易的证据。然而,正反馈这个名词仅仅解释了 MMA 交易量方差中 9%的部分,因此结论可能是 MMA 交易决策仅有很小的部分取决于既往价格的变动。非常有趣的是,这个结论与 Irwin 和 Yoshimaru(1999)对商品期货基金交易量研究的结论非常相似。他们发现在被研究的所有市场中,半数期货市场存在商品期货基金在统计上显著的正反馈交易的证据,并且平均调整后的 R^2 值为 0.12。

通过对 CFTC 提供的交易者数据正反馈特点的分析,可以获得另外一个参考框架。以 1994 年每周的未平仓合约数量来估算非商业性和商业性交易者的最低交易量(使用和前面计算 MMA 的数据同样的方法)。回归模型方程(8.7)使用了每周的交易估计量和每周的价格变化。表 8.11 和表 8.12 分别显示了对非商业和商业报告交易者的估测结果。从非商业性交易者斜率系数估测之和推测,这些交易集团和 MMA 之间的关系非常密切,13 个市场均为正值,6 个数据表现为统计上显著。非商业性交易者平均调整后的 R^2 为 0.27,过去价格变化解释了非商业性交易者相对于 MMAs 超过其三倍的交易量变化。^{〔1〕} 这些结果表明,非商业性交易者通常比 MMA 具有更加强烈的正反馈倾向。商业性交易者的斜率系数估计之和明显和 MMA 关系很弱,在 13 个市场中 11 个

〔1〕 Dale 和 Zyren(1996)对原油、天然气、取暖油和国库券期货的非商业性头寸的回归研究提供了相近的正反馈解释力水平。

表 8.10

13 个期货市场中大型 MMA 的正反馈交易回归统计
结果, 1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

滞后的价格变化

期货市场	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	斜率之和	t 统计量	调整后的 R^2
咖啡	-2.8 (-0.31)	12.8 (1.44)	1.4 (0.15)	7.3 (0.82)	2.6 (0.28)	21.3	0.98	-0.02
铜	20.1 (0.27)	214.2* (2.84)	38.9 (0.52)	141.1 (1.87)	-24.2 (-0.31)	390.1*	2.23	0.05
玉米	251.7* (3.85)	190.5* (3.12)	-8.4 (-0.14)	-61.6 (-1.01)	170.0* (2.62)	542.2*	3.77	0.15
棉花	628.7* (7.03)	214.8* (2.39)	230.7* (2.57)	63.8 (0.71)	196.4* (2.23)	1 334.4*	6.83	0.35
原油	-381.8 (-0.44)	712.4 (0.82)	-445.0 (-0.52)	2 117.2* (2.44)	-29.8 (-0.03)	-144.2	-0.91	0.02
德国马克	-160.9 (-0.22)	1 729.7* (2.38)	468.3 (0.64)	553.2 (0.76)	77.4 (0.11)	2 667.6	1.76	0.01
欧洲美元	-21 276.9 (-1.52)	8 063.6 (0.58)	-6 149.2 (-0.44)	-25 505.1 (-1.83)	-15 490.5 (-1.11)	-60 358.1*	-2.10	0.02

续表

期货市场	滞后的日价格变化							
	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	斜率之和	t 统计量	调整后的 R^2
黄金	27.6 (0.17)	543.2* (3.24)	405.8* (2.41)	41.5 (0.25)	76.1 (0.47)	1 094.2*	2.74	0.07
生猪	183.2* (3.26)	139.2* (2.48)	64.0 (1.14)	83.7 (-1.50)	71.3 (1.27)	541.4*	4.01	0.11
天然气	-619.6 (-0.16)	16 136.4* (4.05)	11 659.5* (2.92)	-3 158.6 (-0.79)	-533.1 (-0.13)	23 484.6*	2.97	0.14
大豆	42.2 (1.92)	55.2* (2.66)	-1.6 (-0.08)	-0.2 (-0.01)	6.1 (0.28)	101.7	1.89	0.05
标准普尔 500 指数	-135.8 (-1.48)	190.6* (2.08)	-62.7 (-0.65)	-192.2* (-2.03)	8.4 (0.09)	0.6	-0.98	0.04
国库券	-4 887.7 (-4.67)	669.0 (0.64)	68.4 (0.07)	-1 422.8 (-1.37)	-132.5 (-0.13)	-818.0	-1.55	0.14

注：MMA 为管理型基金账户，这里指大型对冲基金和 CTAs。

括号内为 t 统计量，用来检验斜率参数等于 0 的原假设。倒数第二列的数据是 t 统计量，用来检验一个指定的市场的斜率参数等于 0 的原假设。

* 显著性水平为 5%。



表 8.11

13 个期货市场非商业性交易者正反馈交易的回归
统计结果, 1994 年 1 月 3 日至 1994 年 12 月 31 日

期货市场	滞后的周价格变化									
	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	斜率之和	t 统计量	调整后的 R^2		
咖啡	30.4 (1.26)	4.8 (0.21)	-27.9 (-1.16)	-1.9 (-0.08)	1.5 (0.06)	6.9	0.16	-0.15		
铜	358.6* (3.38)	218.4* (2.06)	102.1 (0.98)	-230.8* (-2.23)	-173.1 (-1.67)	275.3	1.12	0.34		
玉米	3 957.6* (3.46)	7.5 (0.01)	113.7 (0.10)	1 876.6 (1.64)	-701.3 (-0.61)	5 254.2*	2.38	0.18		
棉花	736.2* (4.49)	686.9* (4.01)	101.6 (0.62)	-20.2 (-0.12)	-232.4 (-1.37)	1 272.1*	3.64	0.40		
原油	11 002.2* (7.94)	-1 612.3 (-1.15)	-295.6 (-0.21)	-759.4 (-0.55)	1 121.7 (0.77)	9 456.5*	2.86	0.60		
德国马克	8 500.7* (6.61)	959.1 (0.75)	-900.5 (-0.70)	-1 756.0 (-1.37)	-844.3 (-0.66)	5 959.0	1.71	0.49		
欧洲美元	15 759.6 (0.95)	-17 710.7 (-1.09)	1 094.9 (0.06)	17 072.4 (1.03)	-5 494.9 (-0.32)	10 721.4	0.23	-0.01		

续表

滞后的月价格变化							
期货市场	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	斜率之和	t 统计量 调整后的 R^2
黄金	2 395.0* (11.05)	861.2* (3.97)	317.2 (1.52)	108.5 (0.52)	92.1 (0.45)	3 773.9*	6.65 0.74
生猪	65.5 (-0.40)	297.5 (1.87)	136.4 (0.87)	52.0 (0.33)	101.3 (0.64)	652.8	1.90 0.00
天然气	20 531.1* (3.33)	7 204.2 (1.23)	2 533.5 (0.44)	99.0 (0.02)	2 197.5 (0.41)	32 565.3*	2.15 0.12
大豆	1 224.7* (5.68)	593.5* (2.88)	31.7 (0.16)	273.6 (1.33)	192.0 (0.89)	2 315.5*	4.38 0.45
标准普尔 500 指数	325.6* (3.07)	61.1 (0.56)	105.5 (0.95)	-111.1 (-1.00)	-217.41* (-2.06)	381.1	0.55 0.19
国库券	3 292.3* (2.15)	-940.6 (-0.59)	-197.8 (-0.12)	-403.9 (-0.25)	1 620.7 (1.06)	3 370.8	-0.03 0.04

注：MMA 为管理型基金账户，这里指大型对冲基金和 CTAs。

括号内为 t 统计量，用来检验斜率参数等于 0 的原假设。倒数第二列的数据是 t 统计量，用来检验一个指定的市场的斜率参数等于 0 的原假设。

* 显著性水平为 5%。





Frontiers
on Modern
Futures

前沿译丛

表 8.12

13 个期货市场中商业性交易者正反馈交易的回归统计
结果, 1994 年 1 月 1 日至 1994 年 12 月 31 日

期货市场	滞后的周价格变化							调整后的 R^2
	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	斜率之和	t 统计量	
咖啡	-23.2 (-0.90)	-20.5 (-0.83)	29.8 (1.16)	4.0 (0.16)	7.5 (0.29)	-2.4	-0.07	-0.04
铜	-379.8* (-2.80)	-163.6 (-1.15)	-151.3 (-1.09)	340.9* (2.46)	187.8 (1.35)	-184.0	-0.56	0.27
玉米	-5 531.6* (-4.29)	-330.1 (-0.26)	109.3 (0.08)	-2 022.8 (-1.57)	506.6 (0.39)	-7 268.6*	-2.92	0.26
棉花	-872.87* (-4.41)	-813.73* (-3.93)	-77.9 (-0.39)	-23.9 (-0.12)	277.1 (1.35)	175.3*	3.58	0.40
原油	-17 143.6* (-7.27)	-939.6 (-0.39)	1 739.0 (0.73)	2 338.5 (1.00)	935.3 (0.38)	-13 070.4*	-2.32	0.55
德国马克	-12 334.1* (7.26)	-1 510.3 (-0.89)	415.2 (0.24)	1 821.7 (1.08)	1 260.6 (0.74)	-10 347.0*	-2.25	0.54
欧洲美元	-21 846.8 (-0.84)	23 183.3 (0.91)	18 208.1 (0.68)	2 174.2 (0.08)	25 372.7 (0.95)	47 091.6	0.65	-0.03

续表

期货市场	滞后的价格变化					斜率之和	t 统计量	调整后的 R ²
	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5			
黄金	-3 287.3*	-971.21*	-470.8	-189.8	83.3	-3 864.6*	-6.64	0.76
	(-11.81)	(-3.49)	(-1.76)	(-0.71)	(0.32)			
生猪	173.2	-125.5	-123.4	13.2	-155.3	-217.8	-0.95	0.04
	(-1.60)	(-1.18)	(-1.18)	(0.13)	(-1.47)			
天然气	-22 158.8*	-8 098.4	1 068.1	1 002.6	-2 214.4	-30 400.9	-1.82	0.12
	(-3.25)	(-1.25)	(0.17)	(0.16)	(-0.38)			
大豆	-1 360.1*	-625.50*	81.7	-553.50*	-169.8	-1 448.1*	-5.22	0.53
	(-6.62)	(-3.19)	(0.43)	(-2.82)	(-0.83)			
标准普尔 500 指数	-115.5	-125.9	-235.0	29.6	110.3	-336.5	-0.94	0.00
	(-0.90)	(-0.95)	(-1.75)	(0.22)	(0.86)			
国库券	-2 370.3	726.3	1 025.1	-377.0	-1 338.8	-2 334.6	-0.47	-0.05
	(-1.31)	(0.38)	(0.54)	(-0.20)	(-0.74)			

注：MMA 为管理型资金账户，这里指大型对冲基金和 CTAs。
括号内为 t 统计量，用来检验斜率参数等于 0 的原假设。倒数第二列的数据是 t 统计量，用来检验一个指定的市场的斜率参数等于 0 的原假设。
* 显著性水平为 5%。



为负,其中5个表现为统计意义上显著。因此,负反馈交易通常在商业性交易得到体现。回归模型对商业性交易者的解释力与对非商业性交易者的解释力接近(平均调整后的 R^2 为 0.26)。^[1]

盈利性检验

根据 Firedman(1953)的观点,就破坏性的投机而言,投机者们必定在价格超过基本价值时购买,并当价格低于基本价值时抛售。这个过程驱动价格超过了基本价值而产生了过度的波动。然而理性的投机者会意识到价格对基本面的偏离并且采取相反的交易部位,使得价格向反映潜在基本面的水平回归。因此,理性投机者在破坏性投机者赔钱的时候赚钱。下述对 MMA 的盈利预测就建立在这个观点上。

Hartzmark(1987)及 Leuthold、Garcia 和 Lu(1994)对 MMAs 在 1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日之间的盈利预测基于逐日盯市(mark-to-market)技术。 t 日的价格变化(根据收盘价的差异)被乘以 $t-1$ 日 MMAs 持有的未平仓合约净头寸(作为 t 日的盈亏变化)。然后将每个市场每日的盈亏数据汇总成月度数据。表 8.13 列出了每个市场每月估计的盈亏数据。不出意料,结果随时间和市场差异而出现了相当大的变化。月度总盈亏的变化区间最高达到 7.851 亿美元(9 月),最低达到 -5.392 亿美元(8 月)。六个月中,单个市场的总盈亏变化区间,最高达到 4.307 亿美元(咖啡),最低达到 -2.345 亿美元(标准普尔 500 指数)。

尽管分析是基于相对较短的样本时期,不过所有月份和市场的合计数据还是增加了统计说服力。在 13 个市场价格变动相互

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

[1] 如 Weiner(2002)所指出,基于表 8.11 和表 8.12 的结果,无法得出非商业性交易者相对于商业性交易者而言的价格效应。既然所有的期货市场都是零和游戏,非商业性头寸与过去价格变动之间的相关性必然意味着商业性头寸和过去价格变动之间恰好相反的相关性(设定部分非报告的“小”交易者的最低交易量)。表 8.11 和表 8.12 的结果不足以决定是否非商业性(“投机者”)驱动价格而商业性(“保值者”)跟随,或者是相反的情况。就对冲基金和 CTA 的正反馈回归结果而言,两组结果只是提供了一个更宽的参考框架。

表 8.13 13 个期货市场中大型管理型资金账户(MMA)的总盈利估计
(单位:百万美元),1994 年 4 月 4 日至 1994 年 10 月 6 日

期货市场	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	平均 盈亏	总盈亏
咖啡	23.8	187.9	190.6	64.0	-22.3	-13.2	71.8	430.7
铜	6.0	53.4	13.0	6.6	-1.6	-4.4	12.2	73.0
玉米	-0.6	-1.4	-22.8	10.8	-1.3	0.4	-2.5	-14.9
棉花	12.3	-3.3	-39.2	-10.7	-1.6	-9.4	-8.6	-51.9
原油	20.0	46.6	47.1	42.9	-64.6	-0.5	15.2	91.5
德国马克	13.0	3.1	40.1	-3.1	-17.4	14.5	8.4	50.2
欧洲美元	54.0	127.5	40.1	-168.3	-17.5	231.6	44.6	267.4
黄金	-6.9	-29.2	-20.4	-0.6	-14.6	-10.2	-13.6	-81.7
生猪	4.9	11.5	5.9	-5.6	10.3	15.0	7.0	41.9
天然气	-10.3	16.0	-27.2	-1.5	63.4	22.8	10.5	63.2
标准普尔 500 指数	-213.4	-79.9	251.0	-325.8	-388.1	521.7	-39.1	-234.5
大豆	-12.7	-17.7	-37.9	12.4	-3.1	14.6	-7.4	-44.3
国库券	-21.7	-40.3	-10.4	-42.1	-80.8	2.3	-32.2	-193.0
平均盈亏	-10.1	21.1	33.1	-32.4	-41.5	60.4	-	30.6
总盈亏	-131.7	274.2	429.9	-420.8	-539.2	785.1	-	397.6

注:MMA 为管理型资金账户,这里指大型对冲基金和 CTAs。10 月的头四个工作日的盈亏包含在 9 月份的数据中。

独立的假设下(这一假设可能对某些市场不适用,比如玉米和大豆),这一分析类似于对一个市场使用了 78 个月度数据(6 个月×13 个市场)。所有月份中的所有市场的平均盈利为 0.306 亿美元/月。在 5% 的显著性水平下,检验每月盈利=0 这个原假设的 t 统计量为 2.45。所有市场所有月份的盈利数字总和为 3.976 亿美元。尽管平均(或总)盈利的统计显著性因为某些市场并非完全独立而值得商榷,经济上的盈利显著性看起来还是显而易见的。六个月内近乎 4 亿美元的盈利是个非同一般的经济数据。

正如所提及的,在市场有效的假设下,对于破坏性的投机行为,投机者必定是在价格高的时候买入并且在价格低的时候卖出。

在市场价格向内在基本价值回归的时候,以这种方式交易会导致亏损。报告中测算出来的盈利数据表明 MMA 的交易并非破坏性的,而是基于有价值的未公开信息。当然,我们必须承认利润是在一个相当短的时间内获得的,所以利润的经济意义也必须给予适当的调整。众所周知,MMAs 的收益回报波动幅度非常大 (Schneeweis, Savanayana and McCarthy 1991; Ackermann, McE-nally and Ravenscraft 1999)。此外,在长期内,如果噪声交易者数量足够多并且理性交易者的套利能力有限的话,噪声交易者存活,甚至获利的理论可能是存在的。

结 论

本章的第一部分分析了对冲基金和 CTA 的交易与市场波动之间的关系,市场波动的回归模型被设定为以下几个因素的函数:(1)大型对冲基金和 CTA 的交易量及未平仓合约数量;(2)市场其他交易者的交易量和未平仓合约数量;(3)一周中单日交易的效应。回归模型的结果表明,大型对冲基金及 CTA 的交易量与市场波动之间存在弱但是正的相关关系。然而,这种正相关的关系与未公开信息假设(Clark 1973)及噪声交易者假设(DeLong, Schleifer, Summers and Waldman 1990)都有相容的可能。

本章第二部分为区分未公开信息假设及噪声交易者假设进行了检验。第一个检验鉴别了不同持有期内体现在收益方差上的噪声成分。有效市场假设下, q 天持有期的收益方差应该等于日收益方差的 q 倍。78 个估计的检验统计量中只有 2 个在六个月的样本期间内表现显著,表明在统计上可以确认的噪声成分只在一个市场中存在。然而,即使在这个市场中,只要持有期超过 3 日,噪声成分因素也表现为不显著。因此,在六个月持有期的情况下,方差比检验结果并不支持噪声交易者假设。



第二个检验检验了是否大型对冲基金及CTA具有正反馈交易行为的特性。在被研究的市场中,超过半数的市场被发现具有正反馈交易的统计证据。然而,因为正反馈交易这个术语只能解释大型对冲基金及CTA交易量变化中9%的情况,可以推断其交易决策只在很小部分上受过去价格波动的影响。更进一步说,附加的检验表明,非商业性交易者这个群体比大型对冲基金及CTA显示了更大的正反馈交易效应。

第三个检验由与大型对冲基金及CTA仓位相联系的盈亏预测组成。对于破坏性的投机者而言,他们必定在价格超过基本价值的时候买入,并在价格低于基本价值的时候卖出。这意味着破坏性的投机者会遭受损失,并被逐出市场,对于市场的有效性没有消极作用。在13个市场中,大型对冲基金及CTA的盈利据估算不到4亿美元,这是一个非同一般的数据。这个事实表明,大型对冲基金及CTA交易决策可能是建立在有价值的未公开信息上。

总而言之,本研究中的证据表明大型对冲基金及CTA的交易似乎更是建立在未公开的基本面信息上,期货收益方差只在一个市场中体现出了显著的噪声成分。此外,大型对冲基金及CTA在13个市场中创造了4亿美元的总交易利润。这些研究成果意味着大型对冲基金及CTA通过在其交易中使用有价值的基本面信息而增强了市场的有效性。

作者:Scott H. Irwin 和 Bryce R. Holt

第九章 测度管理型期货的 买入波动率策略

某些对冲基金策略创建了一个类似一个多头看跌期权的投资部位。具体地说，管理型期货与 CTA 都面临着显著的波动率事件风险敞口。这一风险敞口与波动率正向相关，更像是一个多头期权部位。在 CTA 的交易部位中这种风险并非是显而易见的，我们辨识并且测度了这些买入波动率的风险敞口，并就利用这些买入波动率策略来改进风险管理的方式进行了检验。

引言

管理型期货行业在过去的 15 年中走过了一个完整的历程。20 世纪 90 年代初期，全球宏观基金是对冲基金行业的主要形式。这些基金主要是由 CTA 操作的管理型期货基金。随着 20 世纪 90 年代的逝去，其他类型的对冲基金策略逐渐登上历史舞台，如相对价值套利(relative value arbitrage)、事件驱动(event driven)、购并

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

套利(merger arbitrage)及股票买空/卖空(equity long/short)策略。随着这些策略的发展,管理型期货在对冲基金业中所占的份额日渐缩小。

较之其他的对冲基金,管理型期货具有风险降低的特性,因此如今再获关注。具体而言,大部分CTA都采取了某种趋势追随型的投资策略。这些趋势追随型的策略从事的是期货市场的同上或者同下运动。因为他们追随市场的动能,这些策略也可以被称为动能策略(momentum strategies),当他们发现市场的动能发生变化或者将要发生变化时,就清除(或反转)其交易部位。

不论我们称管理型期货为趋势追随还是动能策略,它们都具有一个重要的特性:投资是就期货市场中的波动率进行的。趋势跟踪型策略是一种“买入波动率”(long volatility)策略;换言之,在市场处于不稳定时期他们获利。相对于其他倾向于“卖出波动率”(short volatility)的积极型交易策略,买入波动率策略可能是有用的风险管理工具。

我们从对管理型期货行业的简要回顾开始,然后衡量各种投资策略下买入波动率的风险敞口。继而应用蒙特卡罗模拟来预测买入波动率策略的风险价值。最后,我们阐述一些采用了管理型期货的风险管理策略实践。

管理型期货业的简要回顾

管理型期货经常被认为代表了一种绝对收益策略,因为它们期望收益并非由各类市场指标,如标准普尔500指数所驱动,而是由专门的CTA交易策略所驱动。更明确地说,他们期望收益是一种足以补偿期货交易风险的绝对收益。这种绝对收益水平是独立于股票市场的收益水平而建立的。

管理型期货是另一种类似于对冲基金的技能型投资。事实

上,管理型期货被认为是对冲基金世界的一个子部分。CTA 运用他们专业的知识和洞察力来买卖期货和远期合约,赚取正的收益。不论股市或者债市,是涨还是跌,这种技能和洞察力都能大显身手,提供绝对收益。

CTA 意识里只有一个目标:利用期货市场中的价格趋势获利。很典型的就是,CTA 关注商品的各种平均价格水平,试图去判断价格是继续上行还是下行,并据此进行交易。一些 CTA 也运用一些波动率的模型,比如 GARCH (generalized auto-regressive conditional heteroskedasticity) 来预测价格趋势和波动率变化。

先前的实证研究表明,管理型期货或者 CTA,倾向于买入波动率的投资策略。Fung 和 Hsieh (1997a) 发现趋势追随型的收益结构类似于一个多头跨立式期权部位 (a long option straddle position)——一个买入波动率的交易部位。Fung 和 Hsieh (1997b) 发表文章称 CTA 主要运用趋势追随型策略。

在我们的研究中,我们运用三个巴克莱 CTA 指标来获取 CTA 市场的交易动态:商品交易指数 (Commodity Trading Index)、分散型 CTA 指数 (Diversified Commodity Trading Advisor Index)、系统交易型指数 (Systematic Trading Index)。这些指标都是一组 CTA 数据的算数平均数,这些 CTA 分属于三种策略的其中之一。

在不运用 CTA 的情况下还有其他的方法来取得管理型期货的敞口风险。一个方法是被动型管理型期货指数,比如 MLM 指数。

MLM 指数运用了一套机械的交易法则来跟踪几个期货市场中的价格趋势。它对过去的 12 个月进行回溯,计算它所投资的每个期货市场中,移动的平均单位资产价格。计算频率为每月一次,计算时间在这个月最后一个交易日的前一天。用这种算法测算出当前每个期货市场单位资产价值,并将之与前 12 个月的平均价格相比较。如果当前的单位资产价值高于 12 个月的平均价格,



MLM 指数就买入该期货合约。如果低于 12 个月的平均价格，MLM 指数就卖出此期货合约。

MLM 指数平均分散投资于七大类商品期货目录中 25 个期货合约，这七大类包括：谷物、生猪、能源、金属、食物、棉纱、金融产品和货币。该指数构造的目的在于利用每一个商品期货合约的价格波动趋势，不去理会该商品的生产价值以及市场交易量。

下一步我们就来讨论管理型期货行业中的买入波动率策略。

一个买入波动率策略的阐释

在本节中，我们运用股票市场的运行方向来说明管理型期货不对称的回报结构。也就是说，我们期望股票市场的大幅下挫将使管理型期货产生巨额收益。相反，我们期望股票市场的大幅上扬将使管理型期货产生稳定的收益。这种收益模式和买入一个看跌期权的风险敞口是一致的。因此，本节中我们将股市的运行方向和管理型期货的收益进行图示。在“模拟投资组合”一节，我们特别加入了一种衡量波动率的方法来发现其对对冲基金的影响程度。

我们通过将巴克莱商品交易指数的超额收益与标准普尔 100 指数(S&P100)的超额收益散点图进行对比而开始。^[1] 我们在此运用标准普尔 100 指数是因为在计算 VIX 指数的时候需要用到这个数据。在下一部分中我们会使用 VIX 指数。图 9.1 为散点分布图。

在图 9.1 的散点分布图中，我们将巴克莱商品交易指数超额收益的回归曲线绘于标准普尔 100 指数超额收益的回归曲线上。需要注意的是，拟合回归线“绞缠”(kinked)在一起。绞缠的情况表

[1] 超额收益仅仅是总收益减去当时的无风险利率。

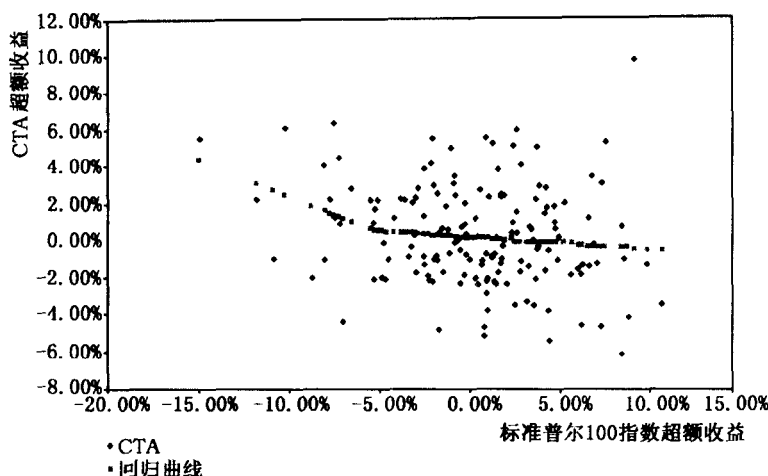


图 9.1 巴克莱商品交易指数

明,在股票市场的超额收益和管理型期货的超额收益之间存在两种不同的关系。

在“绞缠线”的右侧,CTA 和股票市场的收益曲线表现为正切。也就是说,当股票市场收益为正的时候,追随分散化交易计划的 CTA 获得的收益和股票市场收益之间没有明显的关系。

当股票市场表现为正收益的时候,无论股票市场收益如何表现,商品交易指数都获得了一个稳定的收益。这部分的回归曲线很平坦,这说明当股票市场获取正收益的时候,管理型期货获得稳定、一贯的收益。在图中的这一部分上,商品交易指数的超额收益接近 0。那就是说,在考虑了资本的机会成本(投资现金在国库券上)后,此种管理型期货的收益实际为 0,此时也没有波动发生。这个结果突显了一个管理型期货业的特点:它是一个零和游戏,类似于物理学中的牛顿定律——每个运动都存在相等和相对的反作用。

然而,在“绞缠线”的左侧,管理型期货和标准普尔 100 指数之间存在明显的线性关系。为波动率事件所驱动的股票市场的下跌使巴克莱商品交易指数产生了巨大的正收益。事实上,图 9.1 中拟合的回归曲线即反映了一个买入看跌期权的回报功能。



图 9.2 到图 9.4 阐述了巴克莱分散型交易指数、系统型交易指数和 MLM 指数都存在的类似“绞缠”关系。每个图都显示了一个类似买入看跌期权的风险敞口。在下一部分中,我们将检验如何把这种缠结的关系定量化。

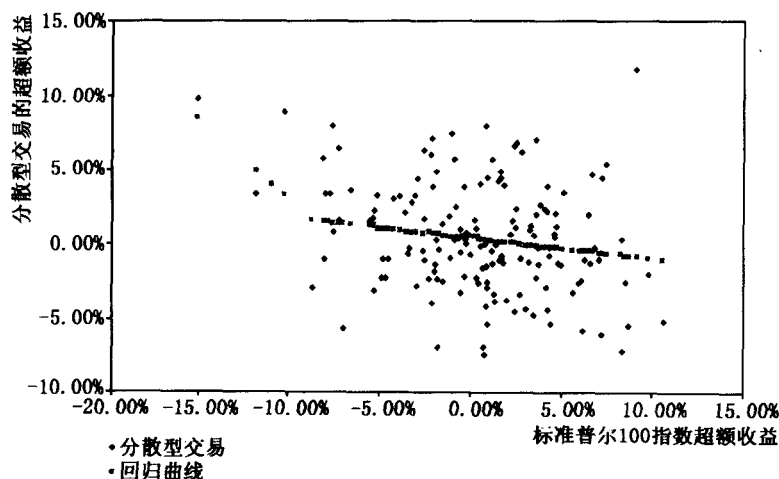


图 9.2 巴克莱分散型交易指数

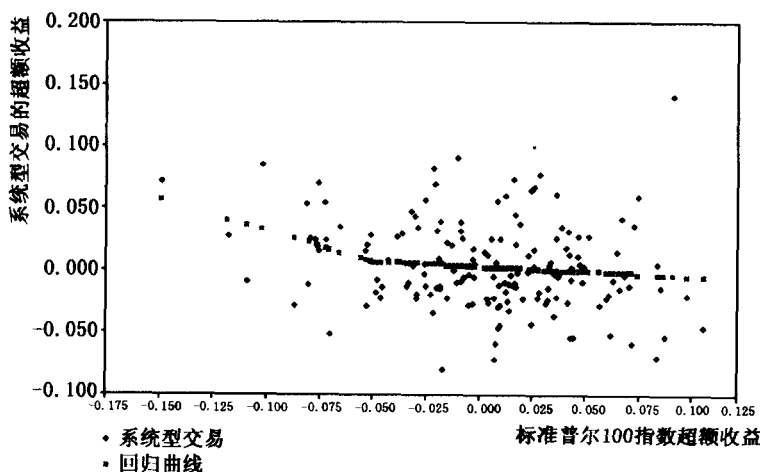


图 9.3 巴克莱系统型交易指数

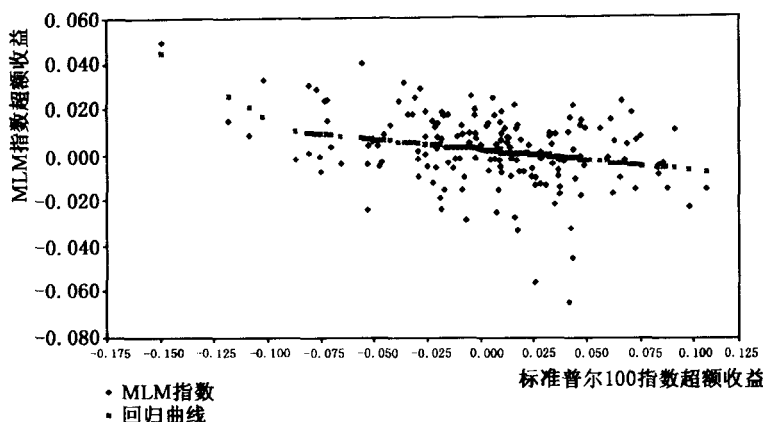


图 9.4 MLM 指数

拟合回归曲线

之前的讨论为实证描述嵌入 CTA 趋势追随策略中的买入波动率风险敞口建立了一个一般框架。为拟合图 9.1 到图 9.4 中“绞缠”的回归曲线,我们运用了分段的线性资本资产定价模型(CAPM),该模型表述如下:

$$R_{tf} - R_f = (1-D)[\alpha_{low} + \beta_{low}(R_{OEX} - R_f)] + D[\alpha_{high} + \beta_{high}(R_{OEX} - R_f)] \quad (9.1)$$

其中, R_{tf} = 趋势追随策略下的收益;

R_f = 无风险利率;

R_{OEX} = 标准普尔 100 指数收益;

$\alpha_{low}, \beta_{low}$ = 绞缠点以左的回归系数;

$\alpha_{high}, \beta_{high}$ = 绞缠点以右的回归系数;

$D=1$ (如果 $R_{OEX} - R_f > \text{临界值}$);

$D=0$ (如果 $R_{OEX} - R_f \leq \text{临界值}$)。

基本上,我们绘出了两条具有不同 α, β 系数的回归曲线,这些

系数取决于市场收益落在绞缠点的哪一侧。这样的方法保持了拟合回归曲线在绞缠点上的连贯性。为确保这一点,我们定义以下的条件:

$$\alpha_{\text{low}} + \beta_{\text{low}}(\text{Threshold}) = \alpha_{\text{high}} + \beta_{\text{high}}(\text{Threshold}) \quad (9.2)$$

则回归方程就变为:

$$\begin{aligned} R_{if} - R_f = (1-D)[\alpha_{\text{low}} + \beta_{\text{low}}(R_{\text{OEX}} - R_f)] \\ + D[\alpha_{\text{low}} + (\beta_{\text{low}} - \beta_{\text{high}})(\text{Threshold}) \\ + \beta_{\text{high}}(R_{\text{OEX}} - R_f)] \end{aligned} \quad (9.3)$$

我们用此种形式表达拟合出的回归曲线,以说明如何将临界值明确纳入了方程式里。表 9.1 提供了拟合回归曲线的运算结果。

在巴克莱商品交易指数中,临界值(绞缠点)为 -5.2% 。^[1] 观察回归相关系数,可以得出几个结论:首先, β_{low} 在显著性水平为 5% 的时候是负的并且表现显著,同时 t 统计量为 -2.11 。这说明了当标准普尔 100 指数的收益为负时,商品交易策略获得了正的超额收益。尤其是, $\beta_{\text{low}} = -0.396$ 表明了临界值之下,标准普尔 100 指数每下跌 1 个百分点时,CTA 所获得的平均超额收益为 0.4% 。

当股票市场的收益为负时,运用趋势追随型策略所产生的合成后果与 CTA 的基金经理执行看跌期权的相应回报表现类似。只要股票市场的收益持续为正,CTA 就获得一个稳定的等于货币(国库券)收益率的收益。然而,当股票市场遭受大的负面震荡,致使股票市场的收益进入负的区间的时候,这一合成的看跌期权就被执行,产生巨大的正收益。

系数 β_{high} 接近 $0(-0.067)$,不论是经济上还是统计上均表现

[1] 通过一个递归的方法,对方程(9.3)中的残差平方和进行最小化,我们发现了临界值。

表 9.1
两步的回归系数

	商品交易		分散型交易		系统型交易		MLM 指数	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量	系数	t 统计量	系数	t 统计量
临界点	-0.052 6		-0.086 8		-0.048 5		-0.092 6	
α_{low}	-0.015 8	-1.269 9	-0.079 3	-1.715 0	-0.017 5	-1.212 7	-0.043 7	-1.774 3
β_{low}	-0.396 2	-2.108 3	-1.101 8	-2.191 1	-0.492 3	-2.170 3	-0.589 3	-2.322 3
α_{high}	0.001 4		0.004 3		0.002 9		0.002 2	
β_{high}	-0.067 6	-1.175 9	-0.138 4	-2.082 0	-0.071 7	-0.936 5	-0.092 9	-3.213 8
回归标准误差	0.026 4		0.035 3		0.034 3		0.015 5	
R^2	0.055 5		0.074 5		0.052 0		0.120 3	
调整后的 R^2	0.043 7		0.062 9		0.040 2		0.109 4	

为不显著。^{〔1〕} 当股票市场获得正收益的时候,趋势追随型的 CTAs 赚不到超额收益。当标准普尔 100 指数的收益为正时,没有必要行使看跌期权。除此之外,系数 α_{high} 也接近 0,这表明图形的这部分以上很难获得超额收益。当股票市场收益为正的时候,管理型期货只能赚得相应的国库券收益率。图形此部分以上难以获得超额收益被视为是一种对看跌期权费的支付。换言之,趋势追随型 CTA 在股票市场收益为正的时候所放弃的超额收益,在股票市场收益为负的时,可以通过行使买入看跌期权而获得补偿。

表 9.1 中显示,分散型、系统型和被动型 MLM 指数的管理型期货也有类似的结果。在每种情况下, β_{low} 在经济和统计的意义上均表现为显著。除此之外, β_{low} 常常为负数,这表明当股票市场收益为负的时候,管理型期货则产生正的收益。另外, α_{high} 在每一种类型的管理型期货中,数值都接近 0。这一点再次说明了在股票市场收益为正的时候,管理型期货不能赚到任何超额收益。所获得的只是等同于国库券收益率的货币收益。

β_{high} 在分散型交易和 MLM 指数型交易这两类管理型期货中表现显著。 β_{high} 的符号为负,说明是一条向下倾斜的曲线,但是这个系数的值非常小,缺乏经济学上的显著性,不过,仍可表明,在股票市场收益为正的时候,管理型期货的收益表现可能逆市而行。

模拟投资组合

在此我们特别结合买入波动率头寸的趋势追随策略,构建策略的模拟组合。基本理念是如果我们能够建立模拟 CTA 收益的证券投资组合,那么我们就可以模拟在不同市场条件下趋势追随

〔1〕 没有 α_{high} 的 t 统计量,因为这个系数是其他回归系数的一个线性组合,见方程(9.2)。

型策略的表现。

我们使用三个成分来构建模拟投资组合:买入 OEX(标准普尔 100 指数期权的简称)看跌期权,买入标准普尔 100 指数,买入一个月的无风险国债。买入 OEX 看跌期权获得这个合成看跌期权的多头风险。买入标准普尔 100 指数用来获取在市场表现为正时,市场中存在的其他风险。最后,我们用无风险收益率来衡量 CTA 曲线在临界值右边时(即在股票市场收益为正时),必须支付的期权费。我们用方程(9.3)测算出的系数来构造模拟投资组合。

买入 OEX 看跌期权

执行价格 = OEX 指数 $\times (1 + \text{临界值} + \text{无风险收益率})$

波动率 = VIX 指数

所买期权的数量 = $(\beta_{\text{low}} - \beta_{\text{high}})$

卖出标准普尔 100 指数^[1]

所买标准普尔 100 指数的数量 = β_{high}

买入无风险证券

买入无风险证券的数量 = $1 - \beta_{\text{low}}$

图 9.5 至图 9.8 列示的就是我们的模拟投资组合的运作结果。与图 9.1 很相似,图 9.5 中包含的是以标准普尔 100 指数收益为基准,巴克莱商品交易指数获得的超额收益的散点图。此外,该图还有我们模拟组合收益的散点。

我们的模拟组合表现相对较好,并且与图 9.1 的拟合回归曲线具有同样的特征。首先,在图形中,模拟投资组合线有一个明显的“绞缠点”。其次,模拟投资组合线在绞缠点右边的斜率接近 0,左边的斜率为负。总而言之,我们的模拟投资组合捕获了买入看跌期权敞口的上扬行情。

图 9.6 到图 9.8 提供了管理型期货在其他趋势追随型策略下

[1] 既然贝塔值(高)是负的,一个负数的空头部位就等于股票市场的一个多头部位。



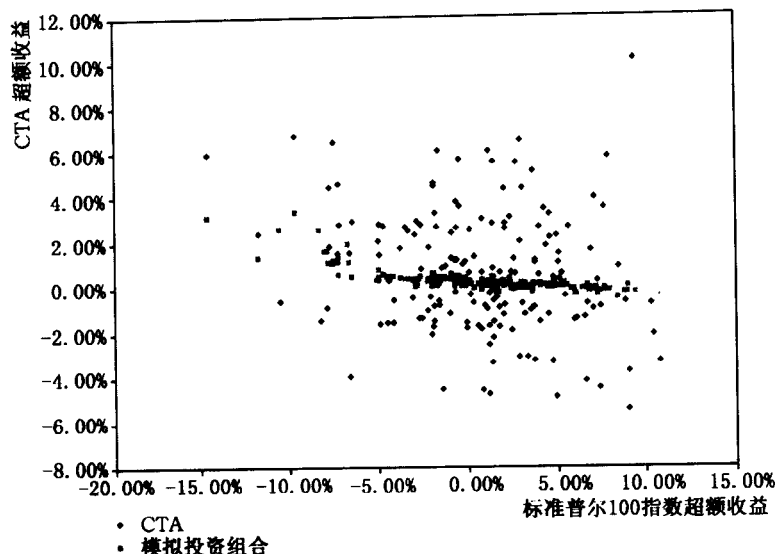


图 9.5 巴克莱商品交易指数的模拟组合收益

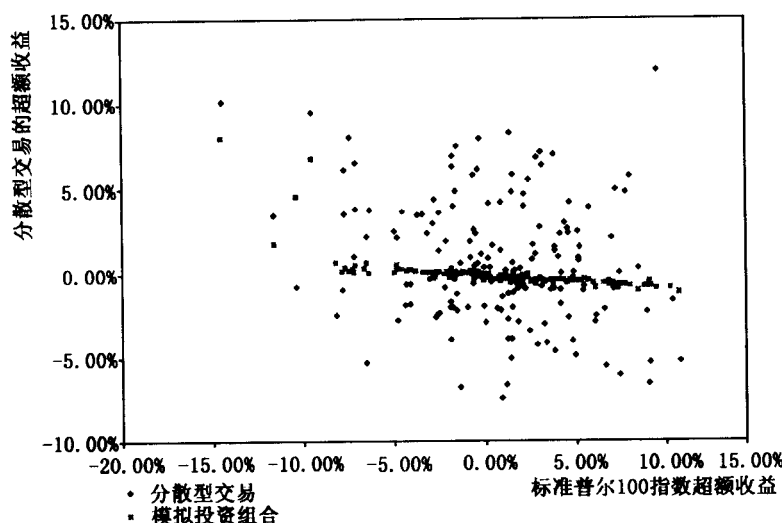


图 9.6 巴克莱分散型交易指数的模拟组合收益

类似的信息。我们可以看到在每一种情况下,模拟投资组合线在绞缠点的左边的斜率都为负,一如拟合回归线的表现。每一种模拟投资组合都代表了一个多头看跌期权的敞口。

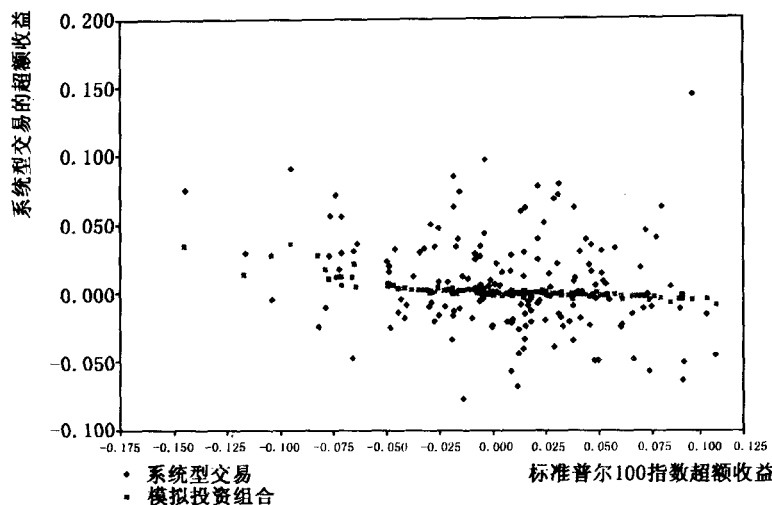


图 9.7 巴克莱商品系统型交易指数的模拟组合收益

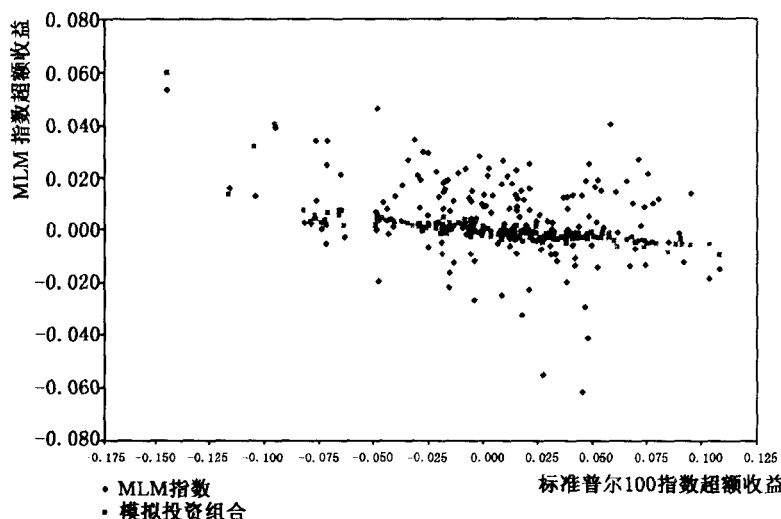


图 9.8 MLM 指数的模拟组合收益

总而言之,我们可以利用传统的证券来模拟趋势追随型 CTA 策略的收益模式,构建模拟投资组合。具体而言,这些模拟投资组合在捕获买入看跌期权的买入波动率风险的同时,当市场表现好的时候,则要损失期权费。接下来进行风险价值分析。

管理型期货的风险价值

构造模拟投资组合的一个主要原因就是为了进行风险评估而模拟趋势追随型策略的收益。具体而言，我们可以对模拟投资组合进行蒙特卡罗模拟，估计其风险价值(VaR)。借助这些数据，我们可以估计与买入波动率策略相联系的损失概率。这对于我们理解涉及趋势追随策略的表外业务风险是很重要的。

此外，我们可以运用蒙特卡罗模型来绘出收益分布的频率。这样可以绘图来说明买入波动策略的收益模式。回顾这些收益模式，能够增加我们对价格下跌风险的感知。使用模拟投资组合我们进行了 10 000 次的模拟。结果如表 9.2 所示。

例如，巴克莱商品交易指数一个月的 VaR 为 -0.93% （在显著性水平为 1% 下）和 -0.69% （在显著性水平为 5% 下）。这意味着在某个给定的月份中，我们可以有 99% （ 95% ）的把握认为一个分散型 CTA 的最大亏损不会超过 0.93% （ 0.69% ）。表 9.2 同样包括了其他趋势追随型策略的 VaR。

表 9.2 VaR 的蒙特卡罗模拟

	CTA	分散型	系统型	MLM
显著性水平为 1% 时 1 个月的风险价值	-0.93%	-1.46%	-0.97%	-1.18%
显著性水平为 5% 时 1 个月的风险价值	-0.69%	-1.14%	-0.74%	-0.89%
最大亏损	-1.31%	-1.99%	-1.35%	-1.64%
模拟次数	10 000	10 000	10 000	10 000

图 9.9 至图 9.12 中展示了基于我们的蒙特卡罗模拟的四种趋势追随策略的频率分布。例如，巴克莱分散交易型 CTA 指数的收益分布显示了 2.64 的正偏度及高达 11.35 的正峰度。其他的策略也有类似的分布特征。简单地说，趋势追随型策略总体倾向于产生一

个巨大的上翘尾部——具有与买入看跌期权一样的风险敞口。

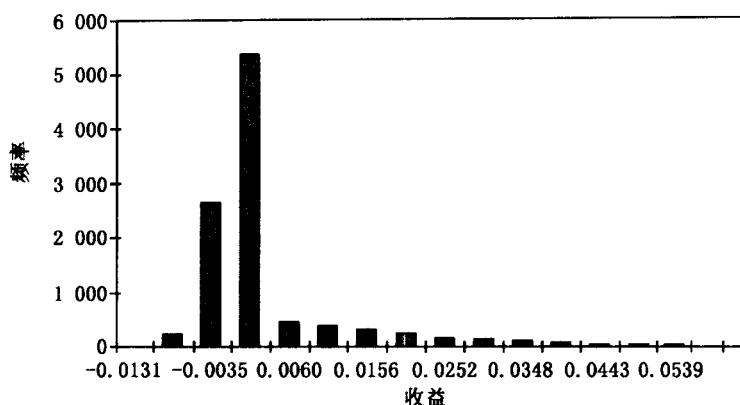


图 9.9 模拟商品交易指数收益分布

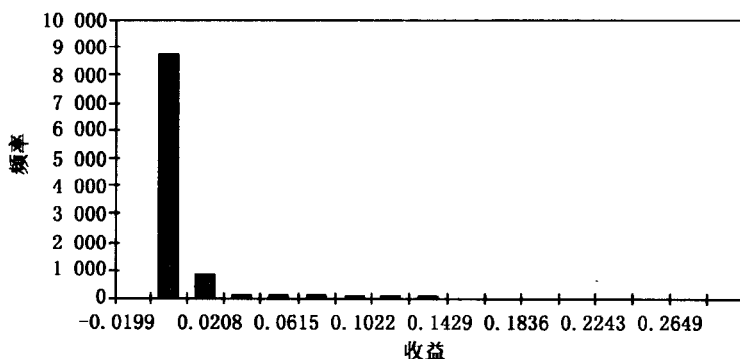


图 9.10 模拟的分散型交易指数收益分布

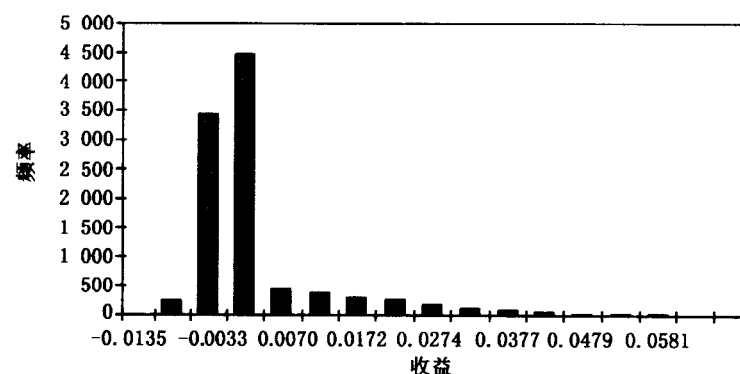


图 9.11 模拟的系统型交易收益分布



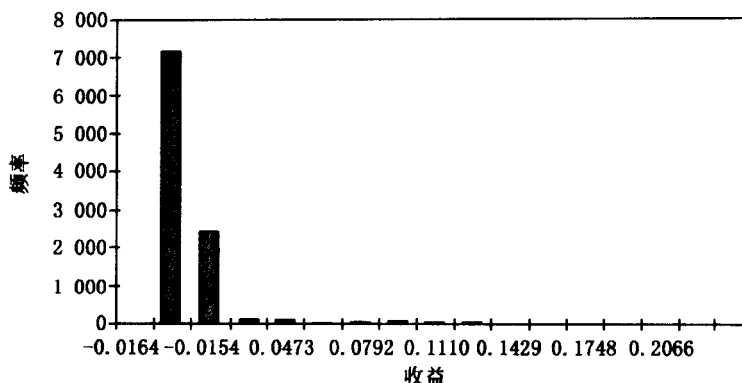


图 9.12 模拟的 MLM 指数收益分布

偏度为正表明这些收益分布更倾向于产生大的正收益而不是大的负收益。此外,峰度值很高表明收益分布具有厚尾性。这也就是说,相对于一个正态的钟形分布,管理型期货的收益分布更易受到外部事件的冲击。正偏度和高峰度合起来显示管理型期货具有能够带来巨大正收益的风险敞口。这种收益结构非常类似于一个多头期权部位。

运用买入波动率策略进行风险管理

在本章开始的部分,我们提到管理型期货可用于针对其他对冲基金策略的风险管理。具体而言,那些运用了卖出波动率策略的对冲基金,将因为在其组合中加入了买入波动率策略而获得分散性益处。采用了卖出波动率策略的两类对冲基金是:购并套利(merger arbitrage)与事件驱动(event driven)。

购并套利基金的管理人将赌注押在购并项目能够完成上。他们分析反垄断规则,考虑要约是属于善意还是恶意,查访潜在的反购并的股东。如果购并获得成功,购并套利基金的管理人将获得先前多头和空头股票部位锁定的价差;然而,如果购并失败,购

并套利基金的管理人可能遭受事先难以预测的巨大损失。

从这个视角来看,购并套利对冲基金可以被视为购并的保险中介。如果购并成功,购并套利基金的管理人将收到保险费(之前锁定的价差);然而,如果购并失败,购并套利基金的管理人将替代与之买卖的原股东承担损失。例如, Favre 和 Galeano(2002a)便将相对价值对冲基金策略视为卖出经济危机保险。

这种不对称的保险合同支付完全刻画了卖出一个看跌期权的风险。对冲基金管理人出售看跌期权,获得期权费(保险费),这样提高了总体收益。如果该期权到期没有被行权(购并成功),对冲基金管理人就获得了期权费。但是,如果期权被行权(购并交易失败),则损失可能是巨大的。^[1]

出售期权的风险之前已经被论及。Lo(2001)、Weisman(2002)和 Anson(2002b)均指出,基于均方差分析,采用卖出波动率策略的对冲基金的业绩将被高估。

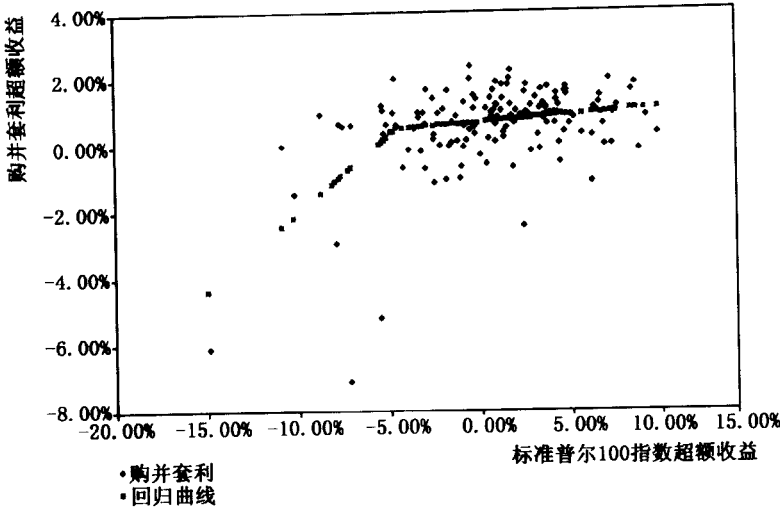
我们对 CTA 进行相同的分析。图 9.13 中显示的是购并套利与标准普尔 500 指数相对的散点图以及拟合回归曲线和回归统计分析。注意,系数 α_{low} 和 β_{low} 在经济和统计上都是显著的。

图 9.13 说明了一个卖出看跌期权部位——管理型期货投资策略的镜像图(mirror image)。图 9.14 的进一步分析提供了购并套利收益的频率分布。我们注意到购并套利存在 -2.76 这样一个高而负的偏度以及 11.54 这样一个高而正的峰度,具有不利的厚尾。这样的分布结构与一个卖出了看跌期权的部位(卖出波动率)一致,其收益分布的镜像图见图 9.9 至图 9.12。

为了证明管理型期货对其他对冲基金策略而言是非常优秀的分散器(diversifying agent),我们构建了一个由 50%管理型期货和 50%购并套利所组成的投资组合。表 9.3 显示了单一购并套利的蒙特卡罗 VaR 以及管理型期货和购并套利组合的蒙特卡罗 VaR。我们首

[1] 参见 Anson 和 Ho(2003)对卖出波动率策略特征的检验。





	系数	t 统计量
临界点	-0.045 1	
α_{low}	0.026 5	5.67
β_{low}	0.476 9	6.10
α_{high}	0.006 9	
β_{high}	0.041 0	1.50
回归标准误差	0.011 2	
调整后的 R^2	0.269 2	

图 9.13 购并套利

先注意到单一购并套利的 VaR(绝对值)明显大于组合。这符合一个卖出了看跌期权的部位——与下跌市场中的潜在损失挂了钩。

表 9.3 蒙特卡罗 VaR

	购并套利	购并套利和管理型期货
显著性水平为 1%时 1 个月的风险价值	-6.040 00%	-3.150 0%
显著性水平为 5%时 1 个月的风险价值	-3.140 0%	-1.734 0%
最大亏损	-10.740 0%	-5.521 0%
模拟次数	10 000	10 000

我们还可以看到,组合在 1%和 5%的显著性水平下的 VaR 以及最大的损失接近于单一购并套利的一半。这些结果证明了管理

型期货和购并套利具有互补性。相对于单一的购并套利投资,管理型期货和购并套利的结合大大降低了损失风险。我们的研究支持了 Kat(2002)关于将管理型期货和其他对冲投资基金策略加以结合能够降低和控制波动风险的观点。

最后,图 9.15 中提供了管理型期货和购并套利相混合的投资组合的收益分布。如图所示,图 9.14 中的负偏度已经被大大降低。图 9.15 的分布比图 9.14 显示了更大的不对称性。

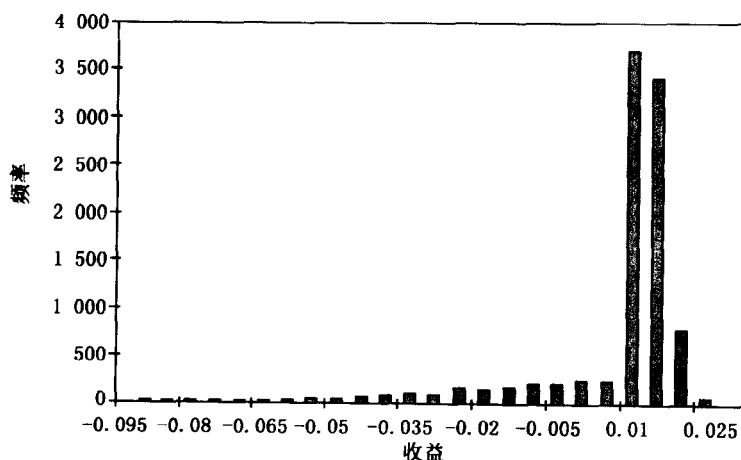


图 9.14 购并套利的收益分布

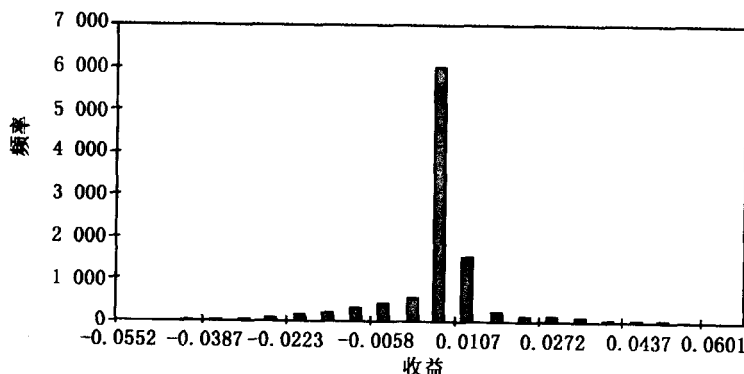


图 9.15 混合型组合的收益分布

结 论

本章我们阐释了管理型期货或者 CTA 倾向于采用的“买入波动率”策略。换言之，CTA 的趋势追随型或者动能策略提供了一个类似于买入看跌期权的经济风险敞口。这种合成的看跌期权风险敞口可以用来冲销例如购并套利或者事件驱动等其他对冲基金策略的卖出波动率风险敞口。

在构造了模拟投资组合之后，我们观察到这些投资组合的平均收益为 0。这强调了期货市场是一个零和游戏的事实。然而，管理型期货不应该被孤立考虑；与卖出波动率策略相比，它们的风险降低特性为组合提供了可观的益处。总而言之，即使全球宏观基金的光辉岁月已经不再，也有新的理由去探索 CTA 的益处。

作者：Mark Anson 和 Ho Ho

第十章 管理型期货风险 测度方法之间的 相互依赖性

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

当前业界拥有可绝对也可相对测度组合风险及收益的一系列可供广泛选择的方法，例如夏普比率(Sharpe ratio)、最大亏损(maximum drawdown)和半离差(semideviation)等。我们将诸如此类的 24 个方法分为六大类，依据五种不同 CTA 投资策略下的相关数据分析，估计这些方法之间的相互联系。对每种方法，都创建了两个数据组合，包含该测度方法中 CTA 的最大值和最小值。我们发现，在 CTA 运用某些策略的时候，方法之间具有很高的相关性，指向的信息重叠，表明有些方法是多余的。

文献的介绍和回顾

管理型期货业的资产规模自 1985 年的 10 亿美元已经发展到 2003 年 6 月的 400 亿美元。如此的增长导致人们对管理型期货的

分散化性能和风险控制给予了更为严密的监察。“管理型期货”代表了一个由被称为商品交易顾问(CTA)的专业基金经理们所组成的行业,他们利用全球的期货和期权市场,基于全权委托管理客户资产(CISDM 2002)。由于始终在经历快速变化,管理型期货的风险比传统投资与生俱来便要复杂得多。深入了解 CTA 所投资的不同市场的风险,对于有效管理这些风险而言是非常重要的。本章检验某些 CTA 投资组合的风险代理指标(risk surrogates)。

不同市场部分的风险已经在很多文章中被探讨过。Tomek 和 Peterson(2001)对农产品市场的风险管理实践进行了回顾。他们的研究突出了理论和实践的差距,强调尽管存在许多发展完善的定价行为模型,但要准确地刻画特征并估计商品价格的概率分布则依然令人困惑。他们的结论探讨了学术研究在辅助风险管理决策上的能与不能。

风险代理指标也在一些文献中被探讨。Cooley、Roelfeldt 和 Modani(1977)采用 943 家公司 1966 年 1 月至 1974 年 1 月的收益数据,用 11 种风险测度方法进行了计算,以广泛体现风险代理指标。Daglioglu 和 Gupta(2003b)研究了对冲基金风险测度方法之间的相互联系。他们运用了 330 个对冲基金 1996 年 1 月至 2002 年 9 月的完整数据,基于 24 种风险测度方法,构建了 48 个组合(样本数据计算结果最靠前 50% 的 24 个和最靠后 50% 的 24 个)。这 330 个基金分属于 7 种投资策略。其研究结果得出以下推论:

- 虽然某种风险测度方法和一些投资策略相关,但却和其他投资策略不具有相关性。

- 对于某些投资策略而言,就最前和最后组合运用风险测度方法的结果完全相关。这表明存在严重的信息重叠,其中之一足以堪用。

- 对于某些投资策略(比如,股票对冲基金和对冲基金之基金),这些风险测度方法并不完全相关。

- 相对其他投资策略而言,低相关性更多出现在市场中性策略(market-neutral strategy)中。

Daglioglu 和 Gupta(2003b)强调,这些结论指向一个重要结论:在业绩报告中,应谨慎选用风险测度方法,避免冗余。

Gordon(2003)也检验了几种风险测度方法,比如历史标准差、下跌离差、半离差和最大跌幅。他使用一个大型对冲基金之基金 1991 年 12 月至 2000 年 12 月的数据,分析了样本外的业绩表现,并且预测了每一对冲基金在非重叠的后续投资期内的计算结果。他发现历史标准差在预测未来风险上有一定的作用。他也发现投资前的标准差、下跌离差和最大亏损之间的相关性是显著的。Gordon 得出结论,在未来损失上,标准差相比其他下跌风险测度方法,例如历史下跌离差和最大亏损,具有更好的预见性。尽管这种优势与一些下跌风险测度方法相比,并不具有统计上的显著性,但他强调,标准差因为其简单易懂,仍然会略胜一筹。

本章我们分析了 Daglioglu 和 Gupta(2003b)所使用过的 24 种风险测度方法对某一特定 CTA 组合而言的显著情况。CTA 业绩报告对这 24 种风险测度方法的运用与对冲基金业绩报告一样多。我们的研究结果更加强调这些风险测度方法对于具体 CTA 投资策略的含义。结果也为针对某种 CTA 组合的两种测度方法之间的相互关联性提供了更为清晰的理解。我们对于某种风险代理指标的冗余性,提供了实证论据,以帮助投资者在衡量 CTA 投资组合的时候选择恰如其分的风险测度方法。

下一部分中我们描述本研究所运用的方法,然后描述这些数据,列示实证结果和结论。

方 法

我们研究了 Daglioglu 和 Gupta(2003b)所分析的 24 种风险测量方法,以确定其间所反映的信息重叠度。研究中运用了相关性分析。相关度分为四组:



1. (P)意味着完全相关,相关度=1.00。
2. (H)意味着高度相关, $0.9 < \text{相关度} < 1.00$ 。
3. (M)意味着一般相关, $0.65 < \text{相关度} < 0.9$ 。
4. (L)意味着低相关,相关度 < 0.65 。

24 种风险测量工具为:

- | | |
|---------------|----------------------------------|
| 1. 平均月度盈利 | 13. 收益损失比 |
| 2. 平均月度亏损 | 14. 贝塔 |
| 3. 标准差 | 15. 年化阿尔法 |
| 4. 盈利的标准差 | 16. Treynor 比率 |
| 5. 亏损的标准差 | 17. Jensen 阿尔法 |
| 6. 半离差 | 18. 信息比率 |
| 7. 偏度 | 19. 相比基准的最大盈利可能 |
| 8. 峰度 | 20. 相比基准的最大损失可能 |
| 9. 协偏度 | 21. 上涨比率(Up number ratio) |
| 10. 夏普比率 | 22. 下跌比率(Down number ratio) |
| 11. Calmar 比率 | 23. 上涨百分率(Up percentage ratio) |
| 12. 最大亏损 | 24. 下跌百分率(Down percentage ratio) |

这些测度方法可以被分为六类:

1. 绝对收益方法
2. 绝对风险方法
3. 绝对的风险调整后收益方法
4. 相对收益方法
5. 相对风险方法
6. 相对的风险调整后收益方法

数 据

本章研究所用的数据来自国际证券和衍生品市场中心(CIS-

DM)的数据库。我们选择了 1998 年 1 月到 2003 年 7 月间均有完整数据的 200 个 CTA 经理人的样本。这些 CTA 包括以下五类投资策略:

1. 农产品型
2. 货币型
3. 分散型
4. 金融型
5. 股票型

我们计算了 1998 年 1 月至 2003 年 7 月全部样本期间 24 种风险测度方法的月收益率。这些风险测度方法代表了 CTA 分析和组合管理文献中所运用的宽泛的风险代理指标。

针对五大类投资策略,我们依据 24 种风险测度方法对所有 CTA 进行了排序。接下来,将每个风险测度方法的计算结果按数值大小进行排序,并将此结果一分为二,分为后 50% (Bottom 50%)的和前 50%(Top 50%)的 CTA 组合。换句话说,我们为每个策略建立了 48 个 CTA 组合(24 个 CTA 组合是每个风险测度方法的后 50%,24 个 CTA 组合是每个风险测度方法的前 50%)。表 10.1、表 10.3、表 10.5、表 10.7 和表 10.9 列示了这些组合的年化收益率、标准差和夏普比率;表 10.2、表 10.4、表 10.6、表 10.8 和表 10.10 列示了这些组合之间的相关性。

实证结果

农产品型组合

表 10.1 列示的是农产品型组合的概括统计量,表 10.2 列示的是其相关矩阵。月度标准差之组合的前 50%、盈利的标准差之组合的前 50%、亏损的标准差之组合的前 50%和半离差之组合的前



表 10.1 农产品型组合的概括统计量

农产品型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	平均月度盈利	6.66%	9.82%	0.29
后 50%	平均月度盈利	4.43%	7.25%	0.09
前 50%	平均月度亏损	5.54%	7.04%	0.25
后 50%	平均月度亏损	5.64%	12.96%	0.14
前 50%	复合月度收益率	7.56%	9.83%	0.38
后 50%	复合月度收益率	3.18%	8.20%	-0.07
前 50%	月度标准差	5.28%	9.96%	0.15
后 50%	月度标准差	6.23%	7.27%	0.33
前 50%	盈利的标准差	5.28%	9.96%	0.15
后 50%	盈利的标准差	6.23%	7.27%	0.33
前 50%	亏损的标准差	5.28%	9.96%	0.15
后 50%	亏损的标准差	6.23%	7.27%	0.33
前 50%	半离差	5.28%	9.96%	0.15
后 50%	半离差	6.23%	7.27%	0.33
前 50%	偏度	5.61%	9.54%	0.19
后 50%	偏度	5.59%	10.09%	0.18
前 50%	峰度	4.27%	8.30%	0.06
后 50%	峰度	7.34%	12.01%	0.29
前 50%	夏普比率	7.56%	9.83%	0.38
后 50%	夏普比率	3.18%	8.20%	-0.07
前 50%	Calmar 比率	6.94%	7.85%	0.40
后 50%	Calmar 比率	4.01%	10.38%	0.02
前 50%	最大亏损	4.20%	6.97%	0.06
后 50%	最大亏损	7.50%	12.71%	0.29
前 50%	收益损失比	5.90%	7.29%	0.29
后 50%	收益损失比	5.31%	11.48%	0.13
前 50%	贝塔	6.22%	8.37%	0.29

续表

农产品型		年化收益率	标准差	夏普比率
后 50%	贝塔	4.93%	10.09%	0.11
前 50%	年化阿尔法	7.56%	9.83%	0.38
后 50%	年化阿尔法	3.18%	8.20%	-0.07
前 50%	Treynor 比率	4.13%	8.40%	0.04
后 50%	Treynor 比率	7.80%	9.37%	0.43
前 50%	Jensen 阿尔法	6.22%	8.37%	0.29
后 50%	Jensen 阿尔法	4.93%	10.09%	0.11
前 50%	信息比率	7.56%	9.83%	0.38
后 50%	信息比率	3.18%	8.20%	-0.07
前 50%	相比基准的最大盈利可能	6.66%	9.82%	0.29
后 50%	相比基准的最大盈利可能	4.43%	7.25%	0.09
前 50%	相比基准的最大损失可能	5.28%	9.96%	0.15
后 50%	相比基准的最大损失可能	6.23%	7.27%	0.33
前 50%	上涨比率	5.20%	7.87%	0.18
后 50%	上涨比率	6.13%	12.08%	0.19
前 50%	下跌比率	4.68%	7.94%	0.11
后 50%	下跌比率	7.09%	9.54%	0.34
前 50%	上涨百分率	6.41%	8.01%	0.33
后 50%	上涨百分率	4.75%	9.77%	0.10
前 50%	下跌百分率	6.41%	8.01%	0.33
后 50%	下跌百分率	4.75%	9.77%	0.10

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

50%产生了完全一致的统计结果,这四种方法之组合的后 50%的统计结果也一致。同样类似的是,上涨百分率之组合的前 50%与下跌百分率之组合的前 50%产生了一致的统计结果,上涨百分率之组合的后 50%与下跌百分率之组合的后 50%也具有一致的统计结果。相比基准的最大盈利可能之组合的前 50%与平均月度盈利

表 10.2

农产品组合的相关矩阵

[illegible]

续表

[illegible]

之组合的前 50% 的统计结果一致, 相比基准的最大盈利可能之组合的后 50% 和平均月度盈利之组合的后 50% 的统计结果也一致。正如所料, 这些组合彼此之间完全相关。也有一些高度相关、一般相关的情况和许多低相关的情况。低相关可以通过我们的样本特征来解释。我们拥有七只基金在研究期间内完整的数据。其中三只只是趋势追随型的, 另外四只不是。如果把趋势追随型的基金作为一个样本, 其他非趋势追随型的基金作为另一个样本, 以风险测度方法计算结果的前 50% 和后 50% 来构建组合, 可以预期这样的组合将呈现弱相关性。然而, 如果样本分类包括同样数量的趋势追随型的和非趋势追随型的基金, 可以预期组合间将会是一般到高度相关的。

我们也检验了这些 CTA 交易的市场。所有七只基金都交易谷物商品; 三只基金交易肉类商品; 三只基金交易软商品。一只基金表示交易货币和利率衍生品, 另一只基金表示交易能源和金属。考虑到这些组合不同的交易特征, 特定风险方法之间的低相关性是一个自然结果。

货币型组合

27 只货币型 CTA 基金在我们研究期间具有完整的数据。表 10.3 列示了货币型组合的总的概括统计量; 表 10.4 列示了这些组合之间的相关性。完全相关只出现两例, 月度标准差之组合的前 50% 和后 50% 与平均月度盈利之组合的前 50% 和后 50%, 半离差之组合的前 50% 和后 50% 与亏损的标准差之组合的前 50% 和后 50%。存在几例高度相关、一般相关和低相关的情况。27 只基金中, 3 只基金表示主要是短期交易, 4 只基金表示兼具短中长期交易, 8 只基金表示主要是中期交易, 4 只基金表示主要是长期交易, 2 只基金表示它们是日内交易者。对这些基金进行分类, 7 只机动抉择型、15 只系统型, 2 只趋势追随型 (trend-based), 3 个趋势发现型 (trend-identifier)。

即使在这些策略中也有相当大的差异。例如，一只被分类为系统型的短期基金与另一只系统型中期基金之间的相关度仅为 0.19。另外一对均为系统型中期基金之间的相关度为 0.25。系统型基金或者可能是趋势追随者，或者可能是逆向投资者；在本例中，一只就是系统型的趋势追随者，另一只是系统型的非趋势追随者。然而，同为系统型趋势追随者的一对基金的相关度为 0.47。可以预期的是机动抉择型的基金之间具有低相关度。若考虑货币型基金的分散度，则风险测度方法的相关模式将有望趋同。

表 10.3 货币型组合的概括统计量

货币型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	平均月度盈利	8.72%	12.19%	0.40
后 50%	平均月度盈利	5.81%	3.08%	0.65
前 50%	平均月度亏损	6.64%	3.57%	0.79
后 50%	平均月度亏损	8.07%	12.27%	0.35
前 50%	复合月度收益率	11.68%	9.12%	0.86
后 50%	复合月度收益率	2.98%	6.16%	-0.13
前 50%	月度标准差	8.72%	12.19%	0.40
后 50%	月度标准差	5.81%	3.08%	0.65
前 50%	盈利的标准差	9.55%	11.71%	0.49
后 50%	盈利的标准差	5.00%	3.27%	0.37
前 50%	亏损的标准差	6.73%	11.39%	0.26
后 50%	亏损的标准差	8.02%	3.73%	1.13
前 50%	半离差	6.73%	11.39%	0.26
后 50%	半离差	8.02%	3.73%	1.13
前 50%	偏度	9.01%	9.77%	0.53
后 50%	偏度	5.67%	5.82%	0.32
前 50%	峰度	7.00%	7.69%	0.42
后 50%	峰度	7.84%	8.20%	0.49
前 50%	夏普比率	10.92%	6.39%	1.11

续表

货币型		年化收益率	标准差	夏普比率
后 50%	夏普比率	3.71%	9.54%	-0.01
前 50%	Calmar 比率	10.17%	5.87%	1.08
后 50%	Calmar 比率	4.48%	9.87%	0.07
前 50%	最大亏损	8.12%	4.19%	1.03
后 50%	最大亏损	6.54%	11.49%	0.24
前 50%	收益损失比	9.26%	8.70%	0.63
后 50%	收益损失比	5.44%	6.94%	0.24
前 50%	贝塔	8.57%	4.68%	1.02
后 50%	贝塔	6.07%	11.20%	0.20
前 50%	年化阿尔法	11.68%	9.00%	0.88
后 50%	年化阿尔法	2.98%	6.28%	-0.13
前 50%	Treynor 比率	5.60%	7.61%	0.24
后 50%	Treynor 比率	9.44%	7.58%	0.74
前 50%	Jensen 阿尔法	10.02%	5.63%	1.11
后 50%	Jensen 阿尔法	4.59%	10.43%	0.08
前 50%	信息比率	11.43%	7.63%	1.00
后 50%	信息比率	3.24%	8.01%	-0.07
前 50%	相比基准的最大盈利可能	8.88%	11.80%	0.43
后 50%	相比基准的最大盈利可能	5.69%	3.25%	0.58
前 50%	相比基准的最大损失可能	6.15%	11.54%	0.20
后 50%	相比基准的最大损失可能	8.62%	3.92%	1.23
前 50%	上涨比率	8.25%	4.87%	0.91
后 50%	上涨比率	6.40%	11.27%	0.23
前 50%	下跌比率	5.58%	8.01%	0.22
后 50%	下跌比率	9.42%	7.67%	0.73
前 50%	上涨百分率	9.97%	6.41%	0.96
后 50%	上涨百分率	4.68%	9.50%	0.09
前 50%	下跌百分率	9.07%	5.78%	0.91
后 50%	下跌百分率	5.61%	9.96%	0.18

货币型组合的相关性

230

	货 币 型					
前 50%	收益损失比	H	L	M	M	H
后 50%	收益损失比	M	L	L	H	M
前 50%	贝塔	M	M	M	M	M
后 50%	贝塔	H	L	L	H	M
前 50%	年化阿尔法	H	M	M	M	H
后 50%	年化阿尔法	H	L	L	H	M
前 50%	Treynor 比率	H	L	M	M	H
后 50%	Treynor 比率	H	L	M	M	H
前 50%	Jensen 阿尔法	M	M	M	M	M
后 50%	Jensen 阿尔法	H	L	M	M	H
前 50%	信息比率	M	M	M	M	M
后 50%	信息比率	H	L	M	M	H
前 50%	相比基准的最大盈利可能	H	L	L	H	M
后 50%	相比基准的最大盈利可能	H	L	L	H	M
前 50%	相比基准的最大损失可能	L	M	M	M	M
后 50%	相比基准的最大损失可能	L	M	M	M	M
前 50%	上涨比率	H	L	M	M	H
后 50%	上涨比率	H	L	M	M	H
前 50%	下跌比率	H	L	M	M	H
后 50%	下跌比率	H	L	M	M	H
前 50%	上涨百分率	M	M	M	M	M
后 50%	上涨百分率	H	L	M	M	H
前 50%	下跌百分率	H	L	M	M	H
后 50%	下跌百分率	H	L	M	M	H
前 50%	下跌百分率	H	L	M	M	H
后 50%	下跌百分率	H	L	M	M	H

分散型组合

表 10.5 列示的是分散型组合的概括统计量,表 10.6 列示的是这些组合之间的相关性。在我们的研究期间,107 只分散型 CTA 具有完整的数据。一个有趣的研究结果是,分散型 CTA 的投资组合彼此之间没有完全相关的。然而,大部分组合之间具有高度相关性,少数组合之间具有一般相关性,组合间不存在低相关性。107 只基金中,10 只被视为机动抉择型,69 只为系统型,24 只为趋势型,4 只为趋势发现型。显然,超过一半的基金为系统型交易者,这些基金在所有的情况下都占主导地位。这些投资组合之间具有高度相关性的另外一个原因,是很多基金在我们进行数据分析之前就具有高相关度。尽管也存在数对基金——例如两个都是系统型长期交易基金之间的相关度为 0.46,但这些不足以影响排序以显示风险测度方法之间不具有关联性。产生如此结果的另外一个原因是分散型 CTA 基金交易所在的市场本身。分散型 CTA 的投资包括农产品、货币、金融产品和股票。因为大部分分散型 CTA 都在这些市场中的大部分领域进行交易,他们的收益模式也表现出趋同的风险特征。

表 10.5 分散型组合的概括统计量

分散型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	平均月度盈利	16.70%	18.92%	0.68
后 50%	平均月度盈利	8.13%	7.12%	0.61
前 50%	平均月度亏损	10.02%	8.54%	0.73
后 50%	平均月度亏损	14.96%	17.79%	0.63
前 50%	复合月度收益率	19.79%	17.52%	0.91
后 50%	复合月度收益率	5.41%	8.76%	0.18
前 50%	月度标准差	16.09%	18.23%	0.67
后 50%	月度标准差	8.80%	7.84%	0.64
前 50%	盈利的标准差	16.14%	18.27%	0.68
后 50%	盈利的标准差	8.75%	7.79%	0.64
前 50%	亏损的标准差	14.71%	17.23%	0.63



续表

分散型		年化收益率	标准差	夏普比率
后 50%	亏损的标准差	10.22%	8.98%	0.71
前 50%	半离差	15.79%	18.19%	0.66
后 50%	半离差	9.09%	7.90%	0.67
前 50%	偏度	14.29%	14.73%	0.71
后 50%	偏度	10.76%	11.80%	0.59
前 50%	峰度	13.32%	13.31%	0.72
后 50%	峰度	11.75%	13.24%	0.60
前 50%	夏普比率	17.75%	13.83%	1.01
后 50%	夏普比率	7.44%	12.75%	0.29
前 50%	Calmar 比率	16.94%	13.04%	1.01
后 50%	Calmar 比率	8.21%	13.49%	0.33
前 50%	最大亏损	10.88%	9.50%	0.74
后 50%	最大亏损	14.16%	16.75%	0.62
前 50%	收益损失比	15.60%	14.27%	0.83
后 50%	收益损失比	9.48%	12.28%	0.46
前 50%	贝塔	9.07%	7.02%	0.75
后 50%	贝塔	15.68%	19.98%	0.59
前 50%	年化阿尔法	19.60%	18.67%	0.85
后 50%	年化阿尔法	5.46%	7.63%	0.22
前 50%	Treynor 比率	8.86%	12.02%	0.42
后 50%	Treynor 比率	16.39%	14.53%	0.87
前 50%	Jensen 阿尔法	13.61%	10.21%	0.96
后 50%	Jensen 阿尔法	11.25%	17.01%	0.44
前 50%	信息比率	18.55%	14.83%	0.99
后 50%	信息比率	6.70%	11.58%	0.25
前 50%	相比基准的最大盈利可能	17.24%	18.84%	0.71
后 50%	相比基准的最大盈利可能	7.64%	7.19%	0.53
前 50%	相比基准的最大损失可能	14.60%	17.90%	0.60
后 50%	相比基准的最大损失可能	10.27%	8.18%	0.79
前 50%	上涨比率	16.09%	12.47%	0.99
后 50%	上涨比率	9.01%	14.10%	0.37
前 50%	下跌比率	11.29%	12.36%	0.61
后 50%	下跌比率	13.81%	14.22%	0.70
前 50%	上涨百分率	16.97%	14.89%	0.89
后 50%	上涨百分率	8.20%	11.15%	0.40
前 50%	下跌百分率	13.42%	12.14%	0.79
后 50%	下跌百分率	11.66%	14.21%	0.55

商品知识

第十章 管理型期货风险测度方法之间的相互依赖性

[illegible]

金融型组合

表 10.7 列示的是金融型组合的概括统计量,表 10.8 列示的是其相关性。在本例中,投资组合都高度相关或者一般相关,其中仅有一对完全相关。信息比率之组合的前 50%和后 50%与夏普比率之组合的前 50%及后 50%的完全相关。在我们研究的期间内,39 只 CTA 基金具有完整的数据。其中 5 只属于机动抉择型、21 只属于系统型,10 只属于趋势追随型,3 只属于趋势发现型。显然,系统型或者趋势型主导了金融型组合。这些组合的收益模式显示它们都有类似的风险特征。

表 10.7 金融型组合的概括统计量

金融型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	平均月度盈利	12.80%	16.35%	0.55
后 50%	平均月度盈利	9.06%	5.52%	0.95
前 50%	平均月度亏损	9.60%	6.32%	0.92
后 50%	平均月度亏损	12.49%	15.94%	0.55
前 50%	复合月度收益率	14.78%	15.19%	0.72
后 50%	复合月度收益率	7.19%	6.70%	0.51
前 50%	月度标准差	12.61%	15.41%	0.54
后 50%	月度标准差	9.83%	6.23%	0.97
前 50%	盈利的标准差	12.37%	15.86%	0.54
后 50%	盈利的标准差	9.57%	5.85%	0.99
前 50%	亏损的标准差	12.53%	14.46%	0.60
后 50%	亏损的标准差	9.54%	7.20%	0.80
前 50%	半离差	12.20%	15.65%	0.54
后 50%	半离差	9.75%	6.21%	0.96
前 50%	偏度	11.19%	11.47%	0.64
后 50%	偏度	11.06%	10.41%	0.70
前 50%	峰度	10.99%	9.24%	0.78

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

金融型		年化收益率	标准差	夏普比率
后 50%	峰度	11.23%	12.85%	0.58
前 50%	夏普比率	13.21%	9.72%	0.97
后 50%	夏普比率	8.94%	12.42%	0.41
前 50%	Calmar 比率	12.39%	8.39%	1.02
后 50%	Calmar 比率	9.72%	13.83%	0.43
前 50%	最大亏损	10.52%	6.49%	1.04
后 50%	最大亏损	11.54%	15.68%	0.49
前 50%	收益损失比	11.90%	12.66%	0.64
后 50%	收益损失比	10.26%	9.48%	0.68
前 50%	贝塔	8.64%	5.59%	0.87
后 50%	贝塔	13.35%	17.23%	0.55
前 50%	年化阿尔法	14.47%	15.88%	0.67
后 50%	年化阿尔法	7.42%	6.12%	0.59
前 50%	Treynor 比率	9.50%	10.46%	0.55
后 50%	Treynor 比率	12.84%	11.68%	0.77
前 50%	Jensen 阿尔法	10.56%	7.06%	0.96
后 50%	Jensen 阿尔法	11.45%	15.73%	0.49
前 50%	信息比率	13.21%	9.72%	0.97
后 50%	信息比率	8.94%	12.42%	0.41
前 50%	相比基准的最大盈利可能	13.58%	16.20%	0.60
后 50%	相比基准的最大盈利可能	8.27%	5.73%	0.78
前 50%	相比基准的最大损失可能	11.79%	15.92%	0.50
后 50%	相比基准的最大损失可能	10.14%	5.88%	1.08
前 50%	上涨比率	11.14%	8.34%	0.88
后 50%	上涨比率	11.01%	13.93%	0.52
前 50%	下跌比率	10.12%	12.21%	0.52
后 50%	下跌比率	12.14%	10.04%	0.83
前 50%	上涨百分率	13.06%	12.60%	0.73
后 50%	上涨百分率	9.10%	9.26%	0.57
前 50%	下跌百分率	11.00%	7.96%	0.90
后 50%	下跌百分率	11.11%	14.47%	0.51

55

前沿



Frontiers
on Modern
Futures

表 10.8

金融型组合的相关性

金融型	金融型组合的相关性		金融型
	前 50%	后 50%	
平均月度盈利	P	M	最小下跌百分率
平均月度盈利	M	H	最小下跌百分率
平均月度亏损	H	M	最小上涨百分率
平均月度亏损	M	H	最小上涨百分率
复合月度收益率	H	M	最大下跌比率
复合月度收益率	M	H	最大下跌比率
复合月度收益率	H	M	最小上涨比率
复合月度收益率	M	H	最小上涨比率
月度标准差	H	M	最大上涨比率
月度标准差	M	H	最小相比基准的最大损失可能
盈利的标准差	H	M	最大相比基准的最大损失可能
盈利的标准差	M	H	最小相比基准的最大盈利可能
亏损的标准差	H	M	最大相比基准的最大盈利可能
亏损的标准差	M	H	最小增值比率
半离差	H	M	最大增值比率
半离差	M	H	最小 Jensen 阿尔法
偏度	H	M	最大 Jensen 阿尔法
偏度	M	H	最小 Treynor 比率
偏度	H	M	最大 Treynor 比率
偏度	M	H	最小年化阿尔法
峰度	H	M	最大年化阿尔法
峰度	M	H	最小贝塔
夏普比率	H	M	最大贝塔
夏普比率	M	H	最小收益损失比
Calmar 比率	H	M	最大收益损失比
Calmar 比率	M	H	最小最大亏损
最大亏损	H	M	最大最大亏损
最大亏损	M	H	最小 Calmar 比率
最大亏损	H	M	最大 Calmar 比率
最大亏损	M	H	最小夏普比率
最大亏损	H	M	最大夏普比率
最大亏损	M	H	最小峰度
最大亏损	H	M	最大峰度
最大亏损	M	H	最小偏度
最大亏损	H	M	最大偏度
最大亏损	M	H	最小半离差
最大亏损	H	M	最大半离差
最大亏损	M	H	最小损失标准差
最大亏损	H	M	最大损失标准差
最大亏损	M	H	最小盈利标准差
最大亏损	H	M	最大盈利标准差
最大亏损	M	H	最小月度标准差
最大亏损	H	M	最大月度标准差
最大亏损	M	H	最小复合月度收益率
最大亏损	H	M	最大复合月度收益率
最大亏损	M	H	最小平均月度亏损
最大亏损	H	M	最大平均月度盈利
最大亏损	M	H	最小平均月度盈利
最大亏损	H	M	最大平均月度盈利

金融型

239

股票型组合

表 10.9 列示的是股票型组合的概括统计量；表 10.10 列示的是其相关性。有几个组合是完全相关的。例如，盈利标准差之组合的前 50% 和后 50% 与平均月度盈利之组合的前 50% 和后 50% 是完全相关的，信息比率之组合的前 50% 和后 50% 与复合月度收益率之组合的前 50% 和后 50% 是完全相关的。有几个弱相关的情况。在所分析的 15 只基金中，3 只属于机动抉择型，9 只属于系统型，还有 3 只属于趋势型。股票期货的收益模式随股票指数而变化；这是对组合存在弱相关的一个解释。

表 10.9 股票型组合的概括统计量

股票型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	平均月度盈利	25.55%	9.77%	2.23
后 50%	平均月度盈利	6.41%	5.29%	0.49
前 50%	平均月度亏损	10.56%	4.56%	1.48
后 50%	平均月度亏损	22.88%	12.21%	1.56
前 50%	复合月度收益率	27.63%	9.22%	2.59
后 50%	复合月度收益率	4.28%	8.00%	0.06
前 50%	月度标准差	24.62%	10.01%	2.08
后 50%	月度标准差	7.38%	3.69%	0.97
前 50%	盈利的标准差	25.55%	9.77%	2.23
后 50%	盈利的标准差	6.41%	5.29%	0.49
前 50%	亏损的标准差	20.63%	10.12%	1.66
后 50%	亏损的标准差	11.43%	4.26%	1.79
前 50%	半离差	22.60%	10.65%	1.77
后 50%	半离差	9.33%	3.82%	1.45
前 50%	偏度	23.54%	9.02%	2.19
后 50%	偏度	8.42%	6.43%	0.72
前 50%	峰度	9.07%	6.98%	0.76
后 50%	峰度	24.98%	9.20%	2.30

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

股票型		年化收益率	标准差	夏普比率
前 50%	夏普比率	27.24%	8.57%	2.74
后 50%	夏普比率	4.70%	8.27%	0.11
前 50%	Calmar 比率	27.24%	8.57%	2.74
后 50%	Calmar 比率	4.70%	8.27%	0.11
前 50%	最大亏损	12.89%	4.64%	1.96
后 50%	最大亏损	20.10%	11.46%	1.42
前 50%	收益损失比	18.74%	8.30%	1.80
后 50%	收益损失比	13.50%	7.29%	1.33
前 50%	贝塔	20.26%	11.04%	1.49
后 50%	贝塔	11.56%	6.78%	1.14
前 50%	年化阿尔法	27.54%	8.58%	2.77
后 50%	年化阿尔法	4.40%	8.26%	0.07
前 50%	Treynor 比率	15.51%	9.87%	1.19
后 50%	Treynor 比率	16.96%	7.17%	1.83
前 50%	Jensen 阿尔法	23.10%	10.89%	1.77
后 50%	Jensen 阿尔法	8.66%	6.12%	0.79
前 50%	信息比率	27.63%	9.22%	2.59
后 50%	信息比率	4.28%	8.00%	0.06
前 50%	相比基准的最大盈利可能	24.62%	10.01%	2.08
后 50%	相比基准的最大盈利可能	7.38%	3.69%	0.97
前 50%	相比基准的最大损失可能	19.12%	9.86%	1.55
后 50%	相比基准的最大损失可能	13.07%	4.84%	1.92
前 50%	上涨比率	23.10%	10.89%	1.77
后 50%	上涨比率	8.66%	6.12%	0.79
前 50%	下跌比率	6.17%	6.89%	0.34
后 50%	下跌比率	28.77%	9.87%	2.53
前 50%	上涨百分率	24.41%	9.30%	2.22
后 50%	上涨百分率	7.42%	7.78%	0.47
前 50%	下跌百分率	19.56%	8.68%	1.82
后 50%	下跌百分率	12.38%	9.37%	0.92

表 10.10

股票投资组合的相关性

[illegible]

243

[illegible]

含 义

以上分析结论的直接运用就是适度勤勉。本研究中所分析的测度方法都是为投资者普遍用来衡量 CTAs 投资业绩的,完全相关和高度相关产生了重复浪费。我们的研究成果对于基金业绩报告也非常重要。投资者可能需要检查不同风险测度方法排序的组合同的相关性,以避免重复劳动。

结 论

本章的研究可以通过多种方式得到拓展。对于管理型期货而言,我们可以进一步将 CTA 分为系统型趋势追随交易者、系统型非趋势追随型交易者,或者机动抉择型交易者。在不同的市场组成部分中,去寻找机动抉择型和系统型 CTA 的近似相关模式,是一件有趣的事情。我们也可以研究这些投资组合的业绩特征。以确认最佳组合的业绩表现在整个期间内是否一直优于最差的组合。此外,我们可以进行样本外的检验来看看排名在其他期间是否有意义。

作者:Bhaswar Gupta 和 Manolis Chatiras

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十一章 使用三种另类资产 管理收益分布中 的下跌风险^{〔1〕}

本章检验了另类投资如何能为美国股票和债券构成的组合提供下跌收益保护。给投资组合中加入主动的、“技巧型”(skill-based)策略,如对冲基金或者管理型期货,会对下跌收益、夏普比率和累积性业绩改善起到重要的提升作用,往往同时又不会损及上涨的预期收益。在一些情况下,同样的好处可以通过加入商品期货指数而非技巧型策略来取得。

引 言

每一位投资者都关注下跌风险管理,这是分散化始终作为组

〔1〕 本章原标题为“使用对冲基金、管理型期货和商品指数管理收益分布中的下跌风险”,为便于编辑处理,特简化为目前的标题。——译者注

合工具的原因。一个投资组合分散化做的越好,则该投资组合收益为负的月份可能越少。

然而,不幸的生活事实是,当事态趋于狂热,大家总是不约而同。举例说,一系列的研究已经检验了美国国内股票市场和国际股票市场在市场萧条或者下滑时候的相关性。结论是:在经济萧条的时候,全球股票市场具有高度相关性(Erb, Harvey and Vis-kanta 1994; Sinquefield 1996)。因此,在经济混乱或者下滑期间,当美国的投资者最需要分散化投资时,国际股票的分散化投资不能为其提供必需的风险分散。

出于四个原因,股票市场已经变成了一个单一的、全球性的资产类别:

1. 主要工业大国的政策制定者定期参加经济峰会,以求在财政和货币政策上协调一致。《马斯特里赫特条约》和“欧洲大陆”的诞生即是一个例证。

2. 企业超越本土社团的疆域,扩张经营和收入。

3. 日益增加的国际资本流动显示经济震荡不是地区性的,而是全球性的。

4. 诸如日本这样经历了“大爆炸”时期的国家的国内投资者已经更多地在进行国际投资。这造成了资本更大的跨国界流动。结果是国际和国内股票市场之间的界线开始变得模糊了。

分散化真空是投资者们热衷“技巧型”投资的一个原因。人们期待对冲基金、管理型期货和其他的技巧型投资策略能够比国际股票投资带来更大的分散性,因为它们的收益依赖于基金经理的专业投资技巧而非宽泛的宏观经济事件或者趋势。然而,分散化无须单独仰赖主动的技巧型策略。分散化利益也可以通过被动加入诸如商品期货等新的资产分类而获得。

本章检验了一个股票和债券的分散化组合中收益分布的下跌部分。然后,我们结合对冲基金、管理型期货和商品期货,来观察当这些另类资产被加入组合的时候,收益分布将如何改变。



对下跌风险的描述

所有投资者最为关心的就是下跌风险。如果股票和债券市场真的开始日益趋同,国际化的分散投资可能无法给投资者提供保护。在市场混乱或动荡时期,能够为投资组合价值提供保护是任何宏观经济分散化价值的关键。

在此框架内,投资策略和有别于金融资产的资产类别具有分散化的潜力,能够在市场动荡中为投资组合提供保护。^[1] 对冲基金、管理型期货和商品期货是市场下跌保护的上佳选择。

为了说明下跌风险保护,我们从一个标准的股票和债券投资组合说起。原始投资组合 60% 为标准普尔 500 指数股票,40% 为美国债券。图 11.1 提供了该组合自 1990~2000 年的月度收益频率分布。

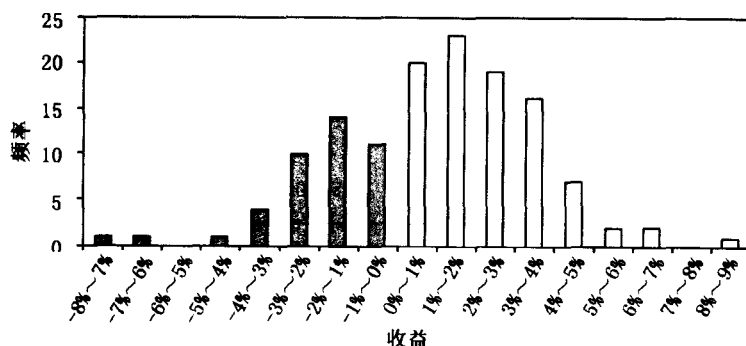


图 11.1 60/40(股票/债券)投资组合的收益频率分布

我们关心的是频率分布图上的阴影部分——这部分表示了该投资组合收益在某些月份里负收益的大小和频率,也就是收益分

[1] 我们认为对冲基金不是一个独特的资产类别,而是在现存的资产类别中代表了另类投资策略。

布中和下跌风险相关的部分,投资者力图避免或者减少(Strongin and Petsch 1996)。

我们用两种方法测量下跌风险:首先,我们采用图中收益分布的阴影部分的平均收益;其次,另一种方法是我们测算了与股票/债券投资组合收益分布相关的负收益的月份数。

表 11.1 显示的是 60/40(股票/债券)投资组合阴影部分的月平均收益,为一2.07%。换言之,当标准的投资组合在某一月份获得负收益的时候,平均而言大小为一2.07%。这些负收益正是投资者们想通过分散化来降低的下跌风险。此外,负收益的月份数在总数 132 中有 42 个,出现的频率为 31.8%。

表 11.1 股票与债券的下跌风险敞口

组合成分	期望收益	标准差	夏普比率	平均下跌
60/40(美国股票/美国债券)	0.91%	2.60%	0.177	-2.07%
55/35/10 (股票/债券/EAFE)	0.86%	2.66%	0.155	-2.11%
组合成分	下跌月份数	累积下跌保护	累积上涨潜力	累积业绩提升
60/40(美国股票/美国债券)	42	N/A	N/A	N/A
55/35/10 (股票/债券/EAFE)	44	-5.90%	-6.60%	-12.50%

为了说明全球股票市场的趋同性,我们在 60/40(美国股票/美国债券)的投资组合中加入了 10%的国际股票。确切的配置是 55%的标准普尔 500 指数股票、35%的美国债券和 10%的 EAFE^[1]。我们以计算 60/40(美国股票/美国债券)组合的同样方式计算了新组合的收益分布。

表 11.1 提供了 55/35/1Q(美国股票/美国债券/国际股票)组

[1] EAFE(Europe, Asia and the Far East)是一个由摩根斯坦利国际资本(Morgan Stanley Capital International)发展和维护的国际股票指数。

合的收益分布统计量。我们再次集中注意于收益分布的下跌部分。分布的下跌部分的平均月收益为 -2.11% ,也就是说,增加了 10% 的国际股票的配置,平均而言,增加了4个基点的下跌风险的月度敞口。

因此,在这段时间里,配置了国际股票并没有分散国内股票和债券投资组合的风险。事实上, 10% 的国际股票的配置增加了下跌风险。另外,55/35/10(美国股票/美国债券/国际股票)资产组合的负收益月份数从最初60/40(美国股票/美国债券)组合的42个增加到了44个(33% 的分布频率)。

总而言之,给60/40(股票/债券)组合加入国际股票,导致月度期望收益降至 0.86% ,月平均收益减少了5个基点,同时夏普比率有相当大的下降。不幸的是,这是一个国际股票分散化不能提供下跌风险保护的例子。

使用对冲基金管理下跌风险

我们已经描述和说明了投资者试图通过分散化来避免风险。我们现在关注的问题是对冲基金能否帮助投资者管理这种风险。在对冲基金能否为投资组合进行保值上存在一些推测(Asness, Krail and Liew 2001)。

我们使用的对冲基金数据来源于对冲基金研究公司(Hedge Fund Research Inc, HFRI),我们的投资组合纳入了几类对冲基金,以决定每一类将如何改变混合组合的收益分布。我们从基金之基金(FOF)开始,运用HFRI中的FOF指数,构造了一个 55% 美国股票、 35% 美国债券和 10% 的FOF组合。我们绘制出了同样频率分布图,关注其收益分布中下跌的部分。

对于对冲基金FOF,我们发现平均下跌收益为 -1.9% 。这表明,平均而言,在原始的股票/债券组合中加入对冲基金FOF,产生

了 27 个基点的下跌保护。下跌月份数仍然为 42 个月。表 11.2 列示的是 55%美国股票、35%美国债券和 10%的各种对冲基金的混合组合的结果。

表 11.2 使用了对冲基金的下跌风险保护

组合成分	期望收益	标准差	夏普比率	平均下跌	下跌月份数	累积下跌保护	累积上涨潜力	累积业绩提升
60/40 美国股票/美国债券	0.91%	2.60%	0.177	-2.07%	42	N/A	N/A	N/A
55/35/10 股票/债券/FOF	0.92%	2.45%	0.191	-1.90%	42	7.14%	1.32%	8.46%
55/35/10 股票/债券/股权 L/S	1.00%	2.54%	0.215	-2.03%	40	5.74%	13.88%	19.62%
55/35/10 股票/债券/可转换套利	0.93%	2.42%	0.197	-1.88%	41	9.86%	3.57%	13.43%
55/35/10 股票/债券/市场中性	0.92%	2.40%	0.195	-1.83%	42	10.08%	1.32%	11.40%
55/35/10 股票/债券/灾难债券	0.95%	2.45%	0.204	-1.84%	43	8.25%	4.37%	12.62%
55/35/10 股票/债券/事件驱动	0.95%	2.49%	0.201	-1.91%	42	6.72%	5.28%	12.00%
55/35/10 股票/债券/固定收益套利	0.90%	2.36%	0.189	-1.86%	41	10.68%	-1.32%	9.36%
55/35/10 股票/债券/全球宏观	0.97%	2.51%	0.207	-2.04%	40	5.34%	9.86%	15.20%
55/35/10 股票/债券/择时操作	0.95%	2.50%	0.198	-2.03%	40	5.74%	7.18%	12.92%
55/35/10 股票/债券/购并套利	0.93%	2.43%	0.196	-1.90%	41	9.04%	3.57%	12.61%
55/35/10 股票/债券/卖空	0.85%	2.02%	0.198	-1.63%	37	26.63%	-7.92%	18.71%

我们也意识到,为了达到下跌保护水平,某种权衡可能是必需的。为了提供下跌保护,可能要牺牲一些上涨潜力。在表 11.1 中,我们看到原始的股票/债券组合月平均收益为 0.91%。在表 11.2 中,加入对冲基金 FOF 时,月平均收益增加到 0.92%。因此,在没有牺牲上涨潜力的情况下就达到了下跌保护。最后,组合加入对冲基金 FOF 后,夏普比率提高了。

我们可以计算出股票/债券/对冲基金 FOF 组合因为下跌保护和上涨潜力改善而带来的累积业绩提升:

$$(-1.90\% \times 42) - (-2.07\% \times 42) + [(0.92\% - 0.91\%) \times 132] = 8.46\%$$

8.46%的累积业绩提升可以被分为两部分:从下跌保护中得到的累积收益(7.14%)和从上涨潜力中获得的收益(1.32%)。

表 11.2 列示了几个有趣的结果。在每种情况下,下跌风险都降低了。每种对冲基金策略的累积下跌保护都是正的。平均月度下跌风险区间在-1.63%(卖空对冲基金)至-2.04%(全球宏观对冲基金)之间。毫不惊奇的是,全球宏观对冲基金提供了最少的下跌风险保护,因为这些基金倾向于和股票、债券一样承担重要的市场风险(Anson 2000)。也不惊奇的是,卖空对冲基金提供了最佳的下跌风险保护,因为正好这种策略的特性就是当股票和债券表现不好的时候获利。

几乎在所有的情况下(除了卖空对冲基金和固定收益套利对冲基金),当对冲基金策略加入原始股票/债券组合后,整体收益分布的月平均收益都增加了。更为重要的是,对于每种对冲基金策略而言,累积业绩提升是正的。此外,对于所有对冲基金策略而言,夏普比率一致得到了提高。最后,只有一种对冲基金策略——灾难债券(distressed debt),使得下跌的月份增加了(增加到 43),但是相对原始的股票/债券组合,平均下跌收益更低(-1.84%)。

总而言之,我们发现对冲基金均可提供下跌保护,并且在很多情况下,这种保护作用是相当可观的。只有在两种情况下(卖空交易和固定收益套利),下跌风险保护的出现是以牺牲上涨收益潜力为代价的,但是获得的累积下跌风险保护足以抵消累积收益上涨潜力的下降。在其他所有的情况下,获得下跌风险保护的同时则伴随着收益上涨潜力的增加。

用管理型期货来管理下跌风险

管理型期货指的是对实物商品、金融资产和货币期货合约及远期合约的主动交易。管理型期货业的目的是使投资者能够从期货价格的变动中获利。管理型期货业也是一种技巧型风格的投资。投资经理们利用他们的专业知识和洞察力买卖期货和远期合

约以赚取正的收益。这些期货经理人倾向于认为,优越的技巧是他们从期货市场获得盈利的关键要素。

在这个框架下,一种有别于金融资产的资产类别,可以为投资组合提供分散化,保护投资组合免于市场动荡的冲击。技巧型策略诸如管理型期货投资可能给投资者提供其所需的分散化。管理型期货策略可以为股票和债券投资组合提供分散化,是因为管理型期货的收益依赖于CTA的专业技巧,而不是中央银行或者政府机构的宏观经济决策(McCarthy, Schneeweis and Spurgin 1996; Schneeweis, Spurgin and Potter 1997; Edwards and Park 1996)。

为了分析管理型期货对一个分散型投资组合收益分布的影响,我们采用巴克莱CTA管理型期货指数。有四种主动的交易策略:农产品期货CTA、货币期货CTA、金融和金属期货CTA以及能源期货CTA。如果管理型期货能够提供下跌保护,可以期望平均月度下跌收益应该比我们原始的股票/债券组合更小一些。

我们又一次构造了55%美国股票、35%美国债券和10%CTA策略的投资组合,并绘制了1990~2000年月度收益的频率分布。表11.3列示了加入每一种CTA策略之后的混合组合的收益分布

表 11.3 运用管理型期货提供下跌风险保护

组合成分	期望收益	标准差	夏普比率	平均下跌	下跌月份数	累积下跌保护	累积上涨潜力	累积业绩提升
60/40 美国股票/美国债券	0.91%	2.60%	0.177	-2.07%	42	N/A	N/A	N/A
55/35/10 股票/债券/农产品 CTA	0.88%	2.37%	0.182	-1.81%	43	9.11%	-3.96%	5.15%
55/35/10 股票/债券/货币 CTA	0.90%	2.39%	0.190	-1.96%	39	10.50%	1.38%	11.88%
55/35/10 股票/债券/金融和金属 CTA	0.89%	2.39%	0.182	-1.95%	40	8.94%	-0.86%	8.08%
55/35/10 股票/债券/能源 CTA*	0.92%	2.38%	0.197	-1.86%	31	6.24%	-10.80%	-4.56%

注: * 加入能源 CAT 的下跌保护和累积业绩提升的数据经过了调整,以反映截至 1998 年末的数据。



结果。例如,对农产品 CTA,平均月度下跌收益为-1.81%。相对于原始股票/债券组合的平均月度下跌收益,改善了 26 个基点。加入了 CTA 农产品管理型期货的组合的下跌月份增加了一个月,即 43 个月。

不幸的是,一些上涨的潜力被牺牲了,加入了 CTA 农产品管理型期货后,组合的月度期望收益从原来的 0.91%降为 0.88%。尽管组合的期望收益下降了,但是整个期间下跌风险的下降使得累积业绩提升了 5.15%:

$$[(-1.81\% \times 43) - (-2.07\% \times 42)] + [(0.88\% - 0.91\%) \times 132] = 5.15\%$$

表 11.3 显示 5.15%的累积业绩提升可以被分解成 9.11%的累积下跌保护和-3.96%的累积收益潜力。表 11.3 也显示了加入其他一些 CTA 管理型期货策略后组合的结果。在每种情况下,都可以发现下跌风险保护作用。然而,就 CTA 能源管理型期货而言,下跌风险保护的产生付出了显著的上涨收益潜力代价;累积的业绩提升是-4.56%。^{〔1〕}

这些结果强调了管理型期货产品这一概念不应该被孤立分析。管理型期货产品显示的下跌风险保护与 Schneeweis、Spurgin 和 Potter(1996)的研究相符。它们的真正价值实现于组合背景下。

使用商品期货管理下跌风险

对冲基金和管理型期货都可以归于技巧型投资。也就是说,收益源自依赖于单个对冲基金或者管理型期货投资经理的能动技

〔1〕 CTA 能源管理型期货指数只能得到 1998 年全年的。因此,该数据,特别就下跌月份数而言,不能与其他管理型期货指数进行严格比较。但是,在表 11.3 中,累积下跌保护、累积收益潜力和累积业绩提升已经被调整来反映检验该策略的不同时期。

巧一类的策略。然而,下跌风险保护无需主动的管理也能达到。为了阐释这一点,我们在原始的股票/债券组合中加入了被动型商品期货(passive commodity futures)。

商品期货指数代表了非杠杆性(unleveraged)、仅持有多头部位的一揽子商品期货的总收益。商品期货指数被构建成非杠杆性。期货合约面值 100%由现金或者国库券保证。购买期货合约所产生的商品敞口等于投资在指数上的现金。因此,每一美元的商品期货指数敞口代表了每一美元的商品价格风险。

我们考虑四种商品期货指数:高盛商品期货指数(GSCI)、道一琼斯/AIG 商品期货指数(DJ-AIGCI)、大通实物商品指数(Chase Physical Commodity Index, CPCI)和 MLM 指数。^[1] GSCI、DJ-AIGCI 和 CPCI 是仅多头持有实物商品的非杠杆性指数。MLM 指数和这三者有所不同,它包含实物的、金融的和货币期货;它可以做多也可以做空;它遵循一个 12 个月的趋势追随规则。

最后一点差异,12 个月的移动平均规则正是 MLM 指数最大的区别特征。12 个月的移动平均被设计来提供一个机械规则以抓住期货市场中的价格趋势。在此方面,MLM 指数代表了一个很好的基准,因为它反映了一种主动交易的朴素规则,借助它可以测度与管理型期货账户有关的收益。

我们还用与前面所述相同的规则来构建投资组合。我们构建了一个 55%的美国股票、35%的美国债券和 10%的商品期货指数的投资组合。我们观察该组合的收益分布并且测度了该分布的下跌风险。表 11.4 列示了结果。

例如,加入 MLM 指数后,我们观察到的平均下跌收益为 -1.88%,较原始的股票/债券投资组合有了相当大的改善。我们还注意到股票/债券/MLM 指数组合的下跌月份数也比原先减少了 2 个,为 40 个月。此外,月度平均期望收益仅有微小下跌,为

[1] 有关指数的更多细节参见 Anson(2001)。



0.90%。因而，累积的业绩提升为：

$$[(-1.88\% \times 40) - (-2.07\% \times 42)] + [(0.90\% - 0.91\%) \times 132] = 10.42\%$$

累积业绩提升的 10.42% 可以被分为两部分：11.74% 为累积下跌保护，-1.32% 为累积上涨潜力。其他三种指数，也获得了类似的结果。我们注意到，当投资组合加入 DJ-AIGCI 时，尽管它提供了下跌保护，这种保护的产生牺牲了显著的上涨收益潜力。^{〔1〕} 在此，累积业绩提升为 -5.45%。

最后，我们把 MLM 指数与上面提及的 CTA 投资策略作一比较。我们注意到，MLM 指数的累积业绩表现比每一种 CTA 投资策略都要好。因此，一个如 MLM 指数所体现的简单的趋势追随策略，能够比主动的管理型期货策略提供更好的下跌风险保护和上涨收益潜力。

表 11.4 运用被动的商品期货指数提供下跌风险保护

组合成分	期望收益	标准差	夏普比率	平均下跌	下跌月份数	累积下跌保护	累积上涨潜力	累积业绩提升
60/40 美国股票/美国债券	0.91%	2.60%	0.177	-2.07%	42	N/A	N/A	N/A
55/35/10 股票/债券/GSCI	0.90%	2.39%	0.187	-1.79%	43	9.97%	-1.32%	8.65%
55/35/10 股票/债券/CPCI	0.91%	2.38%	0.192	-1.86%	41	10.68%	0.09%	10.68%
55/35/10 股票/债券/MLM 指数	0.90%	2.33%	0.191	-1.88%	40	11.74%	-1.32%	10.42%
55/35/10 股票/债券/DJ-AIGCI*	0.92%	2.30%	0.205	-1.81%	37	4.09%	-9.54%	-5.45%

注：* 加入 DJ-AIGCI 的下跌保护和累积业绩提升均经过了调整，以反映自 1991 年起的数据。

〔1〕 DJ-AIGCI 只能得到 1991 年的数据，因此不能与其他指数进行严格比较，特别就下跌月份数而言。在表 11.3 中，我们为此更短的时期调整了累积下跌保护、累积收益潜力和累积业绩提升。

结 论

我们检验了国际股票、对冲基金、管理型期货和商品期货所提供的下跌风险保护。我们发现，对冲基金、管理型期货和商品期货均能为传统的股票/债券组合提供下跌风险保护。在大多数情况下，在 1990~2000 年期间，这些保护累积达到了几个百分点。不过，我们没有发现国际股票能够提供任何下跌保护。在我们的观察期间，国际股票是一种不佳的组合分散工具。

作者：Mark Anson

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第三篇 管理型期货： 投资、佣金与监管

第十二章主要介绍管理型期货。管理型期货投资是另类投资 (alternative investment) 领域里众多交易策略中的一种, 主要从事黄金、石油和其他投资价值随价格而变的商品的投机交易。由于与传统市场之间具有零相关特征, 管理型期货能够改善投资组合的业绩。本章还介绍各种类型的 CTA, 并将他们按照机动抉择、趋势追随和系统化等投资风格进行分类, 不过这些分类有所重叠。随着投资者对另类投资领域, 特别是管理型期货日益熟识, CTA 的认可程度正在不断提高。

第十三章就薪资激励合同对 CTA 业绩的影响进行了实证研究。基于 Golec(1993) 研究的扩展分析, 检验了薪资激励合同对 CTA 风险与收益的影响。横截面回归分析得到的结果明显表明: CTA 的管理费收入和激励佣金与他们的投资收益及收益波动之间, 有明显的相关关系。

第十四章考察澳大利亚管理型期货基金以及其他收益来源于期货交易的信托投资产品的监管模式。澳大利亚所有的信托投资产品都在统一的监管规则下运作, 监管规则包括澳大利亚公司法中关于管理型投资计划和金融产品准备的相关规定。本章将分析这种监管模式在各种信托期货产品上的应用难点, 同时就改革个人管理型期货账户监管的一些新近政策建议作一些探讨。

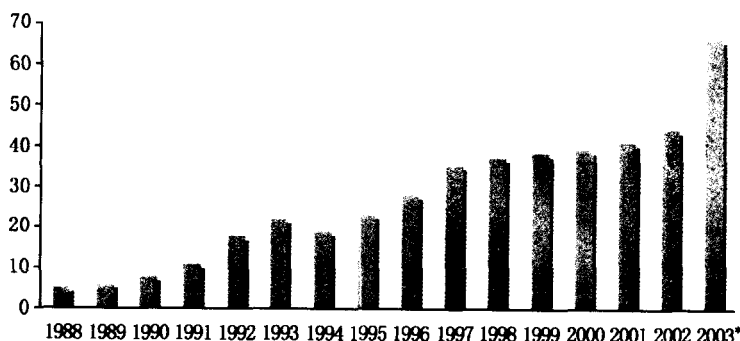
第十二章 管理型期货的投资

作为在变动不居的环境中投资获利的一种途径,管理型期货投资正越来越受到投资者的青睐。管理型期货主要从事黄金、石油以及其他价值随价格波动的商品的投机,由于具有与传统市场零相关的特征,管理型期货能够改善投资组合的业绩。以下的分析揭示了商品交易顾问是如何将全球期货市场和期权市场作为投资领域的。

引 言

在全球投资者不断寻求各种分散投资渠道的过程中,作为另类投资领域众多交易策略之一的管理型期货投资,正越来越普及。简而言之,管理型期货投资从事价值随商品价格波动的黄金、石油等商品的投机性交易。在近 20 年里,管理型期货以超常规速度扩张发展,目前大约已达 400 亿美元的规模。根据彭博资讯发布的统计数据(参见图 12.1),管理型期货 2003 年第一季度净流入资产

规模达 21 亿美元。这一增长主要得益于养老基金、捐赠基金和银行等机构投资者对管理型期货的需求,而且最低投资限制的降低也比以往都更吸引高资产净值个人投资者。



资料来源:《管理型期货管理下的资金》,巴克莱交易集团有限公司
(2002~2004)出版, [www. barclaygrp. com](http://www.barclaygrp.com)。

注: * 2003 年第一季度。

图 12.1 管理型期货的增长(1988~2002)

2002 年管理型期货表现突出,收益率骤增 20% (参见图 12.2)。在波动频繁的投资环境中盈利能力表现突出,这是管理型期货具有吸引力的部分原因。实际上,目前的经济环境、对战争的关切、全球的非稳定性,以及监管环境都为管理型期货创造了很好的发展机会。

高盛公司(2003)在持续了长达 25 年的研究以后,于近期得出以下结论:在证券投资基金组合中,将 10% 的资金配置于管理型期货(商品)可大幅改进投资业绩。芝加哥交易委员会(Chicago Board of Trade, 2002)同期也对此做了类似研究,结论是:“将 20% 资产配置于管理型期货的投资组合,其组合收益率超出仅包含股票和债券的投资组合,而且超出幅度高达 50%。”

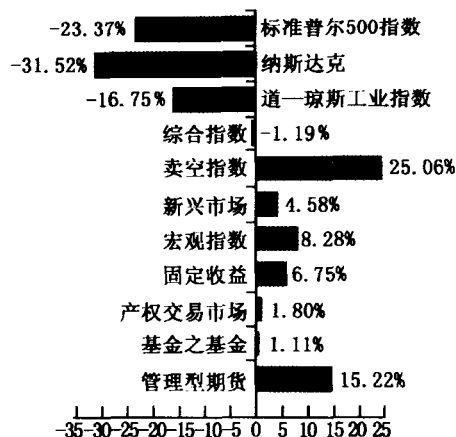
一个使管理型期货能够改善投资组合业绩的性质,便是它与传统市场具有显著的零相关关系。管理型期货在牛市和熊市都可能盈利,一贯证明具有利用价格波动使投资者获利的能力。但是,



前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures



注：股票比提及的另类投资产品具有更高的流动性和透明度，同时购买成本也更低。

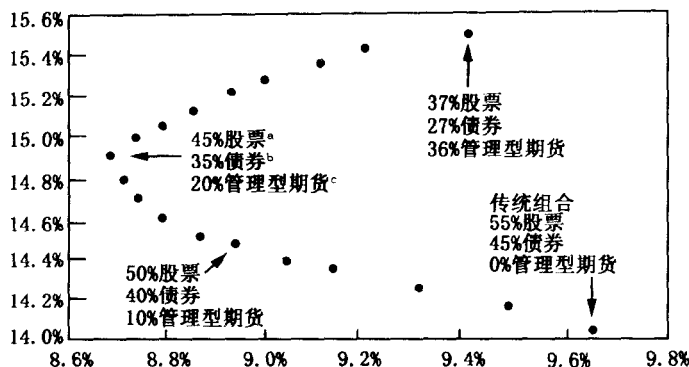
资料来源：股票——国际交易者研究 (ITR)，阿尔特格利斯 (Altegris) 投资会员；对冲基金——对冲基金研究 (HFR)，2003 年 1 月 15 日，www.hfr.com；管理型期货——ITR 前 40 名 CTA 指数。

图 12.2 业绩比较 (2002)

重要的一点是，必须认识到作为一种投机性投资策略，管理型期货投资最好是长期的。周期特征意味着它不宜被作为短期的投资策略加以运用。实际上，绝大多数专家认为投资周期至少为 3 年。

如同实施任何投资策略一样，在决定是否配置资金于管理型期货之前，投资者都必须评估各种定量和定性的因素。这些因素包括但不限于投资期限、风险厌恶程度、现有投资组合的分散程度，以及准备承担的市场风险等 (参见图 12.3)。

管理型期货投资的优点包括：(1) 与股票和其他对冲基金之间具有低至负的相关关系；(2) 在股票和对冲基金业绩表现不佳时与其具有负的相关关系；(3) 提供在不同市场和不同管理风格之间进行分散投资的机会；(4) 较强的市场流动性；(5) 头寸和盈亏透明度高；(6) 接受多层次监管。它的缺点则是波动性大、收费高，对投资顾问的时间精力要求高 (参见图 12.4)。

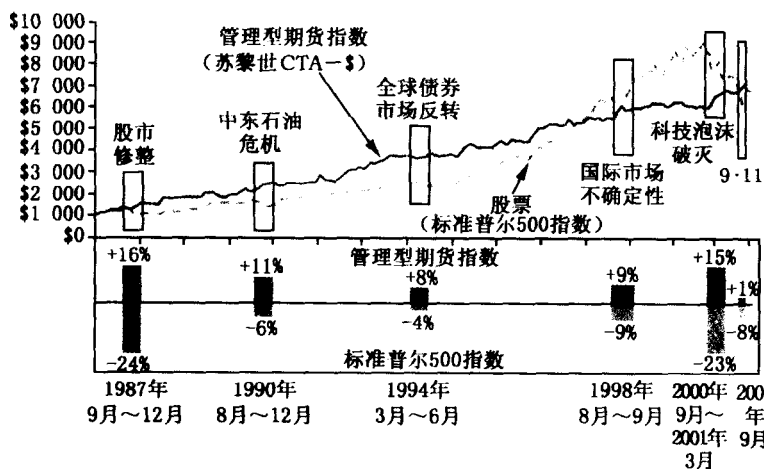


注:每增加1%的管理型期货成分的同时,减少1%的股票和债券成分,由此获得一系列投资组合结果,基于1980~1995年期间年化的月度数据。

- a 股票:标准普尔500指数(以股利再投资)。
- b 债券:ML国内主要债券指数(一年以上券种,以利息再投资)。
- c 管理型期货:MAR CTA指数。

资料来源: www.marhedge.com。

图 12.3 管理型期货的递增对传统投资组合的影响



资料来源: www.smithbarney.com。

图 12.4 与传统投资的低相关关系(1987年1月至2001年12月)

以全球期货和期权市场作为投资领域的商品交易顾问

(CTAs)注意到,管理型期货投资与对冲基金、共同基金在透明度、流动性、监管和交易所等一些基本方面多有不同。这些基本的区别为将管理型期货投资纳入包括传统投资和另类投资在内的投资组合中,提供了支持依据。

从定义上说,期货合约在全球有组织的交易所里进行交易,具体合约的买卖价格有公开报价。因此,投资者可以相对容易地确定持有头寸的现有价值,并计算损益。此外,某一标的资产交易合约的未平仓期货合约数量也都予以公布。相反,对冲基金则经常从事不透明且市场价值可计算度低的场外衍生交易。这潜在妨碍了基金经理有效监控其交易部位的能力(参见图 12.5)。

金融市场		
利率	货币	股指
美洲	主要	美国
欧洲	次要	欧洲
亚洲	少数	亚洲
商品市场		
农业	金属	能源
谷物	贵金属	原油
牲畜	基本金属	天然气
咖啡,糖等		取暖油

图 12.5 管理型期货计划的投资机会

基于交易所的期货合约特性另有重要意义。交易头寸可以不断建立或者清除,而不用考虑规模。当一个 CTA 认为大的交易头寸必须进行清算以避免巨额损失的时候,这一点非常关键。一个持有大量某一具体类别工具的对冲基金希望在市场不景气时减仓,但该市场的非流动性却可能限制它的行动。流动性允许 CTA 在市场暴跌期间能够削减或清除大量的交易头寸。

共同基金虽然也为投资者提供了许多与管理型期货相类似的好处,比如分散化投资、当日流动性和专业性投资管理等,但他们

仍然缺乏在熊市获取收益的潜力(参见表 12.1)。

表 12.1 共同基金与管理型期货对比

共同基金	管理型期货
分散化投资	分散化投资
专业管理	专业管理
严格监管(SEC 和地方监管)	严格监管(CFTC 和 NFA)
当日流动性	当日流动性
具备牛市的潜在盈利能力	具备牛市的潜在盈利能力
不具备熊市的潜在盈利能力	具备熊市的潜在盈利能力

资料来源:www.usafutures.com。

监管问题

作为一家被授权对美国商品期货和期权市场进行独立监管的机构,商品期货交易委员会(CFTC)由国会批准于 1974 年成立。该机构通过防止操纵、滥用交易权限和欺诈等行为来保护市场参与者。基本上,CFTC 所扮演的角色相当于传统证券市场中的证券交易委员会(SEC)。该委员会具有以下三个主要功能:(1)合约审查;(2)市场监督;(3)期货专业人员监管。

为了确保美国期货市场的财务稳健和市场诚信,CFTC 审查拟议中的期货和期权合约的条款和条件。一个交易所在获准上市某一商品的期货和期权合约之前,它必须证明该合约反映了正常的市场流程和现货商品的交易惯例。CFTC 负责日常市场监督工作,并能在突发情形下,命令交易所采取具体行动,恢复任一交易合约的交易秩序。

CTAs 必须在 CFTC 进行注册,填写详细的披露文件,必须是全国期货业协会(NFA)的成员。全国期货业协会是经 CFTC 批

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

准设立的行业自律组织。CFTC 还作了一系列的规定以保护客户利益:注册人必须对潜在客户揭示市场风险,披露个人历史业绩记录;客户资金账户必须与公司自有资金账户相互独立;客户资金账户必须在每个交易日结束后进行调整以反映当前市场价值(逐日盯市)。此外,CFTC 监督注册人的管理系统、内部控制和销售行为遵守等。最后,所有的注册交易顾问都必须完成执业操守培训。

此外,NFA 通过维持市场的诚信保护公众投资者。NFA 保护所有希望与投资大众有业务关系的公司和个人成员。NFA 制定了一系列投资者保护规则并监督它的成员遵守和执行,并且在发生纠纷时,为投资者提供快速高效的解决方法。

交易所提供了另一个层面的投资者保护。交易所的规则包括交易清算、交易指令和记录、交易头寸和价格限制、纪律行为、场内交易规范以及期货交易操作准则等。虽然交易所自主运作,但所有规则的新增或者修订都必须提交 CFTC 审批。CFTC 对交易所定期进行审计以确认其处于合规有效运作中。

2002 年期间,CFTC 不断根据《商品期货现代法案》(The Commodity Futures Modernization Act)进行监管改革,包括加强对衍生品清算组织的监管、制定监督期货保证金安全和场内经纪人双边交易的规则等。受 2001 年安然公司丑闻的影响,CFTC 开始大力着手关注能源交易,并强调对广大公众利益负责。此外,未注册的商品组合经营者(CPOs)和 CTAs 所涉及的欺诈,与庞氏骗局(Ponzi schemes)^[1]一起被 CFTC 列入主要关注的对象。全面的风险管理评估也被 CFTC 列入关注重点。

为了更好地保护投资者,《美国爱国者法案(2001)》的有关条例现在还要求可靠的注册 CTAs 应建立反洗钱准备金。

[1] 庞氏骗局指骗人向虚设的基金投资,以后来投资者的钱作为快速盈利付给最初投资者以诱惑更多的人上当。——译者注

套期保值者与投机者

在期货市场上进行交易的个人或机构一直以来被归为以下两类的其中之一:套期保值者或投机者。套期保值者利用期货合约来规避日常经营中买卖的基础资产的价格变动。例如,全部收入都来源于一种农作物的农民,在农作物销售之前,就承受不了这种农作物价格的大幅下滑。因此,他们可以卖出一个指定了农作物数量、质量等级、价格和交割日期的期货合约,这一协议可以有效地降低农作物价格在收获和出售之前下滑而带来的风险。投机者则不同,他们无意进行基础资产的实物交割,只是寻求预期的期货价格波动带来的短期收益。实际上,大多数期货交易行为都是投机者所为,他们使用期货市场(而不是直接做商品实物交易),是因为期货市场能够以经济合理的交易成本和较高的杠杆实现大额交易。

管理型期货投资者试图利用价格的剧烈波动来盈利。一个投机者自己直接做交易,而管理型期货投资者则雇请一个CTA代替他交易,这是二者最主要的区别。管理型期货投资者可以采取的形式有私募商品基金、公募商品基金以及近期越来越多的对冲基金。虽然参与期货交易的对冲基金也被视为管理型期货投资者,他们却和私募及公募基金有所不同。期货并非对冲基金交易策略的核心,而仅仅是他们综合工具中的一个单一成分而已。

管理型期货投资组合可以为单一投资者或者群体投资者构建。满足单个投资者需要所建立的投资组合被称为个人管理账户。典型的个人管理账户为机构或者高资产净值个人开设。为群体投资者建立的管理型期货投资组合通常被称为私募或公募基金。公募基金通常由优秀的经纪公司管理,为零售客户提供服务,最低投资限额较低但管理费率较高。私募基金与个人管理账户相

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

类似,对机构客户和高资产净值个人富有吸引力,相比而言,更受群体投资者欢迎。美国的私募基金渐趋为有限合伙制,普通合伙人是CPO,充当基金的发起人和销售人。CPO除了挑选合适的CTA管理投资组合以外,还负责监督CTA的业绩表现和对基金章程的遵守执行。

CTA的交易决策一般依赖于技术分析或基本分析,或二者兼而有之。支撑技术分析的理论认为,对市场的历史表现进行研究可以发现能够用于预测期货商品价格走势的有价值信息。这些信息包括每日、每周或者每月的价格波动、交易量变化,以及未平仓合约的变化。技术派交易员通常利用图表或者复杂的计算机模型进行分析。

基本分析依赖于对影响某一具体商品供求的外部因素进行分析来预测期货价格。这些因素包括经济运行特征、政府的政策、国内外政治事件,以及天气等。基本分析预测理念是:从长期看,期货合约的价格(实际价值)必须反映基础商品的价值(认知价值),基础商品的价值则取决于这些外部变量。基本分析派的交易员利用认知价值和实际价值的偏离来获利。

CTA采用的交易方法一般归于三类:机动抉择(discretionary)、趋势追随(trend followers)和系统化(systematic)。然而,正如我们所要进一步说明的,这种分类有所重叠。纯粹机动抉择的顾问通过基本面研究和分析决定交易执行。例如,一个基本分析派的顾问可能意识到恶劣的气候条件将导致对小麦供应估计的下调,基本的供求法则表明,小麦价格(因此,小麦期货价格)将上涨。纯粹的机动抉择顾问会根据这一信息而立即作出交易决定。但是,系统化交易员则会等到期货价格已经对这些基础数据有所反应之后,才做交易。

很少有纯粹的机动抉择顾问,几乎所有的机动抉择顾问都在某种程度上运用系统化分析。这仅仅是因为各类交易顾问为了作出更恰当的交易决定,需要处理太多的信息。譬如,一个机动抉择

顾问有可能会利用自动生成的信息,来辨识趋势并据此决定交易规模。另一种可能是,一个机动抉择顾问基于基本面研究作出交易决定后,分析技术数据来确认观点,并决定进出市场的时机。机动抉择顾问和系统化顾问之间主要的区别在于,前者并不主要依赖计算机模型执行交易。

反对机动抉择顾问的观点认为,他们在交易之中夹杂了个人情绪。像其他投资策略一样,使基金经理在逆境中仍能恪守要求的纪律才是保障管理型期货投资成功之所在。鉴于管理型期货交易的极度波动性,机动抉择顾问可能使决策置于行为偏差之下。另一个争论的焦点是,过度依赖个人的知识会导致严重的投资风险。当CTA采取机动抉择策略时,回避附带干扰事项的能力就至为重要。

系统化策略顾问走向了另一个极端。这些顾问采用复杂的计算机模型来解释交易活动,这些经常被视为黑箱的计算机模型一般包括神经网络或者种种复杂的算法系统。顾问之间在模型输入何种因素和模型如何解释给定因素方面存在差异。一些系统化顾问设计了基于历史价格关系、概率情况和统计数据分析的系统来发现交易机会,然而,绝大多数系统化顾问依赖的是趋势追随。

就开仓交易信号而言,系统化顾问依赖例如价格图形、现行价格和历史价格的对比、价格波动率、交易量和未平仓合约数量等技术指标。依据这些信号,一旦市场反转趋势被确认,或者超买或超卖情况显示市场趋势已经走到尽头,盈利的头寸可能被平仓。一些系统化顾问采用单一系统方法。但是,有些顾问采用或者同步使用或者独立使用多个分析系统。多个系统同步运作的一个例子是,一个系统出现买入信号的时候,另一个系统却出现看淡的卖出信号。既然两个系统不一致,便不做交易。独立运作的系统则会根据各自的信号各自完成一笔交易。多个系统方法的主要优点是信号多样化。

虽然系统化交易有效去除了交易执行中的情绪元素,但运用

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

这种方法并不意味着就与人绝缘。相反，系统普遍是由具有丰富交易经验的人发展并维护的。此外，尽管具体的市场进出时机通常是由系统决定，但人的自主性常常还是被包括在诸如组合权重、头寸规模、进入新的市场、止损、杠杆比率和合约月份选择等决策中。

第三类交易方法是趋势追随，即根据市场价格变动分析和其他统计分析判断出主要价格趋势的出现，据此建立并保持自己的市场头寸。这种技术和管理型期货投资的基础理念一致，都认为价格服从均衡运动规律，暂时会偏离均衡，但最终会回到均衡位置。趋势追随者力图借助各种信号的方向来捕捉价格的发散。趋势追随者或者采用电脑化系统，或者依赖人的判断来发现价格趋势，但普遍采用前者。结果，趋势追随者通常被划归入一般的系统化顾问类别。

对趋势追随者的一个普遍误解是：他们试图完美地掌握市场的时机，以最有利价格进出市场。恰恰相反，趋势追随者是反应性的——他们并不试图预测趋势，只是对现存的趋势作出反应罢了。一般情况下，他们会迅速平掉亏损的头寸，只要感到市场趋势存在，就继续保持盈利的头寸。结果，亏损合约的数量可能远远超过盈利合约的数量，但是盈利头寸上的获利会超过亏损合约上的损失。

风险管理

CTAs 通过三种基本方式管理风险：(1)分散化投资；(2)设定止损位；(3)利用杠杆。

分散化

如前所述，CTAs 可以通过几种方法进行分散化投资，比如在

不同的市场进行交易或者采用不同的交易策略及系统。这些系统通常决定并限制每一次交易、每一个市场和每一个账户的本金。例如,一个CTA的风险管理系统会试图将任一商品的风险敞口限制在投资组合的1%以下,将任一类别商品的敞口风险控制在投资组合的3%以下。

止损

不盈利的头寸通常会以止损的方式平掉。投资计划中的每个头寸都有一个一旦市场价格触及就执行平仓的价位。止损旨在限制既有头寸面临的不利风险。止损方式有价格止损、时点止损、波动率止损等类型。

杠杆

计算杠杆最简单的方式是所有投资组合的市场价值和账户本金的比率。常见的误解是认为使用杠杆不好。使用杠杆的一个好处是以更小的价格变动就能匹配投资组合的波动。换言之,基金经理正在平衡投资组合内各种机会的风险。杠杆规模视研究情况、投资计划的波动性、现有市场的波动性、风险敞口以及基金经理的自主性等因时而变。例如,在市场波动剧烈时期,基金经理通常会降低杠杆规模,因为需要匹配组合头寸的总的合约数量已经减少了。再如,在利润下降时期,为了保证资本和限制亏损,基金经理经常会降低杠杆规模。杠杆规模没有统一“标准”,一般而言,CTA对杠杆乘数的使用在资本的3~6倍之间。

时间考虑

不考虑选择的方法,管理型期货投资可以是短期、中期或长期的。短期交易一般持续时间为3~5天,但也可以短至1个交易日

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

内或者长达1个月。中期交易一般持续12周,典型的长期交易则超过9个月。

关注短期交易的基金经理试图抓住价格的快速变化,比中长期交易员更多地处于市场之外。这些基金经理的交易活动建立在价格的迅速波动上,他们的收益与长期或一般的交易顾问,甚或相互之间都无关。此外,他们对交易成本更为敏感,流动性依赖严重,收益波动性高。趋势明显且延续时间较长的市场,不利于短期交易者,有利于长期交易者。

在分析潜在的另类投资机会时,不仅要考察以往的业绩收益和收益波动,而且要仔细分析某一具体策略与其他传统投资或者另类投资的相关程度。管理型期货投资与固定收益和股票类资产以及其他对冲基金策略有低的甚或负的相关性。这一事实为将管理型期货视为一种分散化工具提供了依据。Schneeweis、Spurgin和Potter(1996)近期的研究结论进一步表明:由于与股票和其他对冲基金具有负的相关性,管理型期货在其他投资表现不佳时,提供了一种反向保护。

与股票组合相似的是,多个CTA管理的组合能够获得进一步分散化的好处。旨在从管理型期货中盈利的投资者,能够通过投资于一个分散化的管理顾问组合来进一步降低其投资组合的风险。当然,一个具体组合内基金管理人的数量,取决于这个组合现有的分散程度(例如,现有的股票和债券配置比例)和投资者参与管理型期货的资金比例。例如,一个准备在管理型期货上配置30%资金的投资者,会比起那些仅仅打算配置5%的投资者使用更多的基金管理人。同样,这些投资者在决定使用多少基金管理人之前,会分析他们现有投资组合中传统投资和另类投资各自的权重。因为存在不同类型的投资策略(如机动抉择和系统化)和分散化的期货市场(如商品、金融和货币),所以分散化实现起来相对容易些。值得一提的是,趋势追随的基金管理人相互间一般存在很强的相关性。虽然不同的基金管理人可能采用完全不同的技术在

进行着决策,但是为了盈利,他们实际上依赖的是一个共同的价值源。

我们不应该对支持管理型期货和其他另类投资策略的证据感到惊讶。那些长期只能在股票市场和固定收益市场中做多的投资者,经历着好的业绩表现时期,也需要经历差的业绩表现时期。但无论市场涨跌,期货可以做多也可以做空的能力则都会为投资者创造获利的机会。期货可投资的非相关的市场领域相当宽泛,当一个地区的市场是牛市的时候,另一个地区的市场可能正经历着熊市。例如,美国大豆在价格上升的时候,日元却在正在下降。这些情形都提供了潜在的获利机会。

与任何投资策略一样,管理型期货也有不足之处。阐明这些劣势很重要,这样可以确保投资者在信息尽可能完整的情况下作出妥善的决定。

作为一种独立的投资,管理型期货具有很大的波动性,给投资者产生的是不均匀的现金流。这是因为年收益产生于期货价格突然和剧烈的变动。既然这种策略的实质主要是依赖价格变动,收益无疑会不断地波动。然而,管理型期货一般不会被作为一种独立的投资。它们往往是一个分散化投资组合中的一个组成部分。由于历来与其他另类投资之间的低相关性,它们的波动性实际上降低了投资组合的整体风险。

考虑到缺乏交易顾问的专门服务便不能将管理型期货很好地配置到自身组合中,投资者也会对管理型期货产生消极的情绪。管理型期货在投资风格和市场方面的多样性,使得客户一定能从专门服务中受益。在此方面,咨询服务大有裨益。咨询专家会就CTA的投资目标对客户进行详细说明,使客户对CTA的勤勉表现放心。由于CTA的表现差别很大,这些咨询服务便显得非常重要。

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

结 论

总体上,投资者正在不断增进对另类投资领域,特别是管理型期货的专业认识。随着更多高端投资者认识到管理型期货与对冲基金、股票之间的非相关性特征,投入管理型期货的资产规模将有望不断增长。随着保险产品和指数化投资的增加,机构对管理型期货的参与也在不断加深。但由于管理型期货的表现仍落后于标准普尔 500 指数,加大对股票的投资仍可能是主要的。总体上,全球化趋势的加强将为管理型期货投资者提供更多的机会。为了获得成功,许多交易顾问将必须在增加人手、增进协调、改善交流以及提高技术等方面对组织作出重大变革。

作者:James Hedges IV

第十三章 管理和激励佣金对 CTA 业绩的影响： 一个注解

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

本章检验管理和激励佣金对 CTA 业绩表现和业绩波动的影响。薪资方面的结构性变化表现出更多地依赖于激励佣金而非管理佣金。管理佣金与 CTA 的业绩表现无关,在这种薪资结构下,非系统性的业绩表现或者波动损失都由投资者承担。激励佣金与扣除佣金后的管理收益和波动性具有很强的相关性。激励佣金每提升 10 到 20 个百分点将平均引起年度业绩表现 6.58% 的增长。这里的业绩增加是扣除杠杆性和其他业绩影响因素之后的结果。一个小现象是,管理大规模资产的 CTA,往往业绩表现稍佳。

引言

本章实证考察薪资合同对商品交易顾问业绩的影响。本研究在 Golec(1993)的基础上,进一步检验了薪资合同对 CTA 风险和

收益行为的影响。本章具有两方面的贡献：一方面，在 Golec 的研究中，使用的样本太小，无法就薪资合同对 CTA 风险和收益行为的影响给出可靠的结论。近期在资产管理领域出现的管理人滥用薪酬的事件，突显了更为准确衡量薪酬影响的重要性。较 Golec 使用的更大的数据库，能够使我们以更小的误差来测量这方面的影响。考虑到 Diz 和 Shukla(2003)所指出的管理型期货薪酬比例的结构变化，使用更大数据库的优势就更为显著。此外，通过控制已知的其他重要影响变量(Diz 2003)，本研究更为准确地衡量了管理和激励佣金对 CTA 风险和收益行为的影响。

CTA 的薪酬结构

CTA 的薪酬合同一般包括两类佣金：一类是管理佣金(k_m)，按期末管理资产规模的一定比例提取；另一类是激励佣金(k_i)，按照年投资收益的一定比例提取。

CTA 在 t 期总的佣金收入可以用下式表达：

$$\Phi_t = k_m A_t + \begin{cases} k_i (A_t - A_{t-1}), & R_{\pi} > 0 \\ 0, & R_{\pi} \leq 0 \end{cases} \quad (13.1)$$

或

$$\Phi_t = k_m A_t + k_i \max[0, A_t - A_{t-1}]$$

其中， A_{t-1} 和 A_t 分别为第 $t-1$ 期和第 t 期期末用美元标价的管理资产规模。

将 R_{π} 定义为在一个时期里(比如从 $t-1$ 期到 t 期)CTA 管理组合的收益率，我们可以定义 $A_t = A_{t-1}(1 + R_{\pi})$ 。则总的薪酬等式可以改写为：

$$\Phi_t = k_m A_{t-1}(1 + R_{\pi}) + k_i \max[0, A_{t-1} R_{\pi}] \quad (13.2)$$

方程(13.2)表明 CTA 的总报酬收入取决于所管理的资产规模(A_{t-1})、期间业绩表现(R_{π})、管理佣金(k_m)和激励佣金(k_i)。基本薪酬是管理的资产规模的线性函数，激励性薪酬是业绩表现的

非线性函数。表 13.1 列出了方程(13.1)和方程(13.2)所含变量的统计结果。在 1974~1998 年间,含有 974 个 CTA 的样本中,管理佣金和激励佣金的中位数分别为 2%和 20%。

表 13.1 CTA 管理和激励佣金、管理资产规模、业绩表现的统计结果

变 量	平均值	标准差	中位数	Q(1)	Q(2)	最小值	最大值
管理佣金(%)	2.46	0.013	2.00	2.00	3.00	0.00	6.00
激励佣金(%)	20.27	0.044	20.00	20.00	20.00	0.00	50.00
资产规模 ^a (百万美元)	34.68	186.950	1.80	0.50	10.52	0.10	2 954.00
月回报率 ^b (%)	0.99	0.013	0.94	0.38	1.50	-5.23	10.00

注:a 管理的资产经常包括估测的成分。

b 回报率扣除了管理佣金和激励佣金。

虽然表 13.1 中所列的管理和激励佣金明显较共同基金为高(Golec 1993),但同期的月度管理回报率同样如此。这里特别要说明的是 CTA 业绩报告数据已经扣除了所有佣金支出。到目前为止,尚无精确计算出佣金调整后的共同基金业绩的研究,因此也无法将他们与经过佣金调整后的管理型期货的业绩进行比较。一个明显的事实是,共同基金的佣金在不断增加,但这种增加并没有转化成个人投资者更高的收益回报。普遍的看法是,共同基金更高的佣金导致了投资者收益回报的降低(Trzcinka 1998)。管理型期货的管理佣金呈现下降的趋势,从 1982 年的平均 2.81%降至 2002 年的 1.85%。绝大多数 CTA 的薪酬以激励佣金的形式存在(Diz and Shukla 2003)。表 13.2 中的统计结果突显了 CTA 总薪酬结构中的这一变化。1982 年,大约 50%的 CTA 薪酬源自基于资产计提的管理佣金,而 2002 年只有 35%。2002 年 CTA 薪酬的 2/3 源于基于业绩表现的佣金。Golec 的研究采用的是 1982~1987 年的 CTA 数据。这一结构性变化在 20 世纪 90 年代是明显的,这也是我们回顾 Golec (1993)研究的第三个原因。^[1]

[1] 前两个原因是 Golec 研究的“样本规模”问题和“变量分析的准确性”问题。——译者注

表 13.2 管理型期货业管理佣金、激励佣金和总报酬
收入的演进(1982~2002 年)

样本数	年度	平均管理 佣金*	平均激励 佣金*	管理佣金占佣 金总收入比重 (%)	激励佣金占佣 金总收入比重 (%)
49	1982	2.81	17.14	49	51
71	1983	2.72	17.36	48	52
105	1984	2.83	17.70	48	52
158	1985	2.82	17.46	49	51
202	1986	2.72	17.31	48	52
262	1987	2.73	17.46	48	52
309	1988	2.77	18.09	47	53
357	1989	2.79	19.17	46	54
417	1990	2.71	19.31	45	55
473	1991	2.69	19.68	45	55
562	1992	2.52	19.60	43	57
622	1993	2.40	19.78	42	58
626	1994	2.36	19.83	41	59
582	1995	2.14	20.03	39	61
582	1996	2.15	20.03	39	61
562	1997	2.12	19.99	38	62
536	1998	2.06	20.13	38	62
515	1999	1.98	20.10	37	63
487	2000	1.92	20.21	36	64
459	2001	1.90	20.31	35	65
96	2002	1.85	20.48	35	65

注：* 管理和激励佣金是公开的报告佣金数字，由于具有商议性，实际的平均佣金水平可能更低一些。

资料来源：Diz 和 Shukla(2003)。

由于本研究的目的并非探究薪酬合同理论,因此,我们建议对此有兴趣的读者可以研读 Golec (1993)的研究。方程(13.2)明确表示,CTA 的总报酬是业绩表现(R_p)、资产管理规模(A_t),以及管理和激励佣金比例(k_m, k_i)的函数。

数 据

本章使用的数据由巴克莱交易集团提供的 CTA 个人月度收益组成。该数据库包括 1 253 个 CTA 的记录,既包括到 1998 年 2 月为止仍然在册的数据序列,也包括在 1975 年到 1998 年 2 月之间终止的数据序列。在所有 1 253 个数据序列中,有 798 个已经在 1998 年 2 月份之前被终止。截至 1998 年 2 月,只有 455 个数据序列一直在册。在收录的 1 253 个记录中,只有 989(80%)个有资本回报率数据,由于无法观察和重复等各种原因而导致 15 个数据序列被从样本中剔除。最后,我们得到一个 974 个数据序列的样本。Golec 的研究样本只包括 80 个 CTA。同时,两个样本的时间范围也值得注意。我们的样本时间跨度从 1975 年到 1998 年,共 24 年。Golec 的样本时间跨度则仅从 1982 年 5 月到 1986 年 12 月,共 5 年。对样本中每个 CTA 的数据资料进行统计,表 13.3 是这些统计的综合结果。

样本中平均每个 CTA 的跟踪记录时间长度为 5.5 年,最长的为 23 年,最短的仅有 5 个月。从所有 CTA 来看,平均月度收益率为 1.31%,年收益率的标准差为 26.24%。这些结果与 Brorsen (1998)的分析一致。而 Golec 的研究显示,平均月收益率为 1.35%,年收益率的标准差为 11.56%。本章所用的样本在数据规模、结构和业绩表现上与 Brorsen 的研究更为一致。

样本的平均管理佣金为 2.46%,中位数为 2%;平均激励佣金为 20.27%,中位数为 20%;平均资产管理规模为 3.468 亿美元,中

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 13.3 1974 年 2 月至 1998 年 2 月 974 个 CTA 计划的平均特性概括

特性	平均值	标准差	最小值	最大值
记录月度数	65.14	45.91	5.00	278.00
平均月收益率(%)	1.31	1.34	-3.14	13.47
保证金比率(%)	19.40	10.58	1.03	100.00
年复合收益率(%)	12.75	15.14	-47.51	139.00
年标准差(%)	26.24	18.41	0.79	142.89
最差业绩表现	-0.27	0.18	-0.99	0.10
管理佣金(%)	2.46	1.31	0.00	6.00
激励佣金(%)	20.27	4.45	0.00	50.00
管理资产规模(百万美元)	34.68	186.95	0.10	2 954.00

位数为 0.18 亿美元。在 Golec 的样本中,相对应的数据分别是 3.96%和 4%、16.33%和 15%、0.501 亿美元和 0.15 亿美元。

从数据中可以明显看出,我们研究的样本在覆盖面、规模、结构、业绩变化和时间跨度等各个方面,都比 Golec 的更广。因此,可能更有利于准确衡量薪酬结构对 CTA 业绩的影响。

CTA 的薪酬变量和业绩表现

本节我们通过重复 Golec(1993)的分析,实证考察 CTA 的业绩、业绩标准差与他们薪酬变量之间的关系。我们就 CTA 的平均收益和收益标准差与其佣金变量拟合以下两个普通的最小二乘数(OLS)横截面回归,来检验这个问题:

$$AROR_j = \beta_0 + \beta_1 k_m + \beta_2 k_i + \beta_3 \ln(A_{t-1}) + e_j \tag{13.3}$$

$$\sigma_j = \alpha_0 + \alpha_1 k_m + \alpha_2 k_i + \alpha_3 \ln(A_{t-1}) + u_j \tag{13.4}$$

其中,AROR_j=CTA 的年复合收益率;

σ_j=CTA 的年收益率标准差;

e_j, u_j = 误差项。

因为管理资产的分布明显有偏,我们用管理资产的自然对数作为“规模”变量。我们用 White 的异方差一致性标准误差检验 (Greene 2000) 对标准误差进行显著性检验。表 13.4 列出了公式 (13.3) 和公式 (13.4) 的最小二乘数模型的回归系数,括号里是 White 的标准误差。

表 13.4 CTA 的平均年复合收益率、收益率标准差和
薪酬变量之间的相关性估计

因变量	截距	自变量		
		k_m	k_i	$\ln(A_{t-1})$
平均年收益率	-0.255* (0.075)	0.580 (0.583)	0.693* (0.259)	0.016* (0.003)
标准差	0.229* (0.057)	1.424* (0.482)	0.654* (0.156)	-0.009* (0.003)

注: * 显著性水平为 1%, 假设检验为 $H_0 = 0$ 。

表 13.4 列出的结果显示,平均收益率的横截面变量与管理佣金不相关。这个检验结果与 Golec(1993)的研究结果一致。检验结果表明,妨碍业绩的管理佣金并没有被系统性滥用,这对投资者而言是个好消息。平均收益率的横截面变量显示与激励佣金变量之间存在正相关关系。这与 Golec 的结论也一致,对投资者而言也是个好消息,因为更高的激励佣金能够使 CTA 投入更大的努力和能力,从而取得更好的业绩。如果激励佣金变量 k_i 从 10% 增加到 20%,业绩将有望增加 5.8%。这里业绩增加的幅度相当于 Golec 发现的一半左右,看起来是一个更加合理的数值。在 Golec 的研究中,激励佣金每提升 10%,业绩的月收益率提升幅度达 1%,或者说年收益率提升幅度超过 12%,那是一个非常大的数值。必须强调的是,这里的业绩增加是扣除所有佣金的净回报。在其他条件相同的情况下,一个有望获得更高激励佣金的 CTA,能够产生更高的净回报业绩。

我们发现,管理的资产规模对业绩表现有正面影响作用,这与

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

Golec(1993)的发现相悖。我们的研究结论反映了一个众所周知的事实,即在这个行业里,成功的 CTA 能够吸引更多资金加入。管理的资产规模也在一定程度上会反映业绩。新设立的巴克莱 BTOP50 指数(Barclay BTOP50 Index)管理型期货就体现了这个事实。与管理资产规模相联系的业绩增加还没有为人所注意。BTOP50 资产管理规模从 10 万美元上升到 3 亿美元的同时,业绩也提升了 16 个基点。尽管这种影响从统计上看不同于零,但是其经济意义还非常小。在 Golec 的研究中,与管理资产规模增加相联系的则是业绩下降了 71 个基点。图 13.1 显示了在两个研究中,作为管理资产规模函数的业绩增减变动情况。

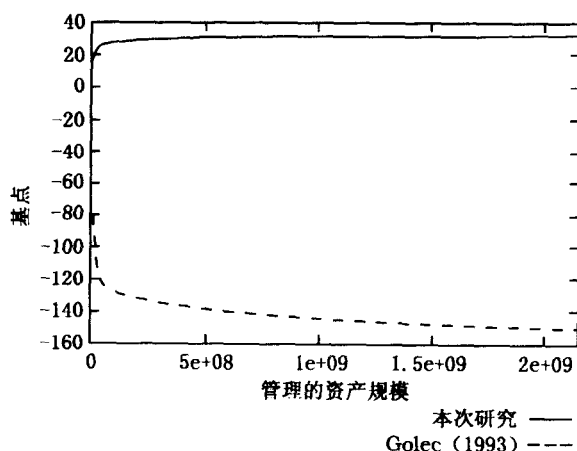


图 13.1 管理的资产规模对平均年收益率的影响作用

CTA 业绩记录的波动性与激励佣金变量具有显著正相关关系(参见表 13.4)。这种关系支持有关获得更高激励佣金的 CTA 承担了更高风险的认识。平均收益率与激励佣金变量之间的关系也显示存在风险偿付。管理资产规模与 CTA 业绩记录的波动性明显有负相关关系。虽然影响非常小,但是这个结论与 Golec 是一致的。Golec 对这个实证结果的解释是很吸引人的。他认为,人们的风险规避意愿随着财富规模的增加而上升,这导致他们引入 CTA

来降低风险水平。Diz (2003)的研究对这一解释提供了间接支持,他发现,越大CTA的“存活”杠杆水平显得越小。

一个令人惊讶的发现是,管理佣金与CTA业绩记录的波动性之间显著相关。对于这一点,除非作为测量误差,否则不能有明确的解释。

因为总薪酬中相当大的一部分取决于积极的业绩(激励佣金),所以,一般的直觉和理论都表明,所有与业绩相关的因素对总报酬存在潜在影响。例如,Diz(2003)发现,CTA的杠杆水平和业绩表现相关。有更高保证金比率的CTA有更高的收益和波动性。既然其他的变量,如杠杆水平与CTA横截面业绩之间具有很强的相关关系,那么在回归公式(13.2)和公式(13.3)中排除这些变量,可能会极大地改变系数的大小、方向和统计显著水平。为了降低遗漏变量所产生的问题,我们为数据拟合出以下扩展的模型:

$$AROR_j = \beta_0 + \beta_1 k_m + \beta_2 k_i + \beta_3 \ln(A_{t-1}) + \beta_4 mdd + \beta_5 me + \beta_6 vr + \beta_7 surv + \beta_8 Diver + \beta_9 Syst + \beta_{10} Disc + e_j \quad (13.5)$$

$$\sigma_j = \alpha_0 + \alpha_1 k_m + \alpha_2 k_i + \alpha_3 \ln(A_{t-1}) + \alpha_4 mdd + \alpha_5 me + \alpha_6 vr + \alpha_7 surv + \alpha_8 Diver + \alpha_9 Syst + \alpha_{10} Disc + u_j \quad (13.6)$$

其中, k_m = 管理佣金(%);

k_i = 激励佣金(%);

$\ln(A_{t-1})$ = 上月管理资产规模的自然对数;

mdd = 下降幅度的最大限制(下降指资本撤出的百分比);

me = 保证金本金比率;

vr = “正”到“负”的波动率;

$surv$ = 虚拟变量,当CTA仍在业内取1,不再在业内工作则取0;

$Diver$ = 虚拟变量,当CTA采取分散化策略时取1,否则取0;

$Syst$ = 虚拟变量,当CTA采取系统化策略时取1,否则取0;

$Discr$ = 虚拟变量,当CTA采用机动抉择策略时取1,否则取0;



0;

e_j, u_j = 误差项。

表 13.5 的结果表明,管理佣金与 CTA 的收益率水平和收益率波动均无关。在扩张模型中,激励佣金变量保持着统计上显著非零的正相关性。而且,激励佣金变量对收益率水平的影响大小与前面模型相同。激励佣金变量在不同模型下的强势信号使我们有信心得出结论:CTA 的激励佣金结构与他们提供的净回报率密切相关。在扩展模型中,激励佣金从 10%到 20%的增加,将使年度平均业绩提升 6.58%。

表 13.5 扩展模型下薪酬参数与 CTA 平均年复合
收益率、收益率标准差的相关性估计

业绩变量	AROR		σ	
	系数	标准误差	系数	标准误差
常项	-0.275**	0.072	-0.076*	0.038
k_m	0.790	0.546	-0.183	0.283
k_i	0.658**	0.246	0.229*	0.102
$\ln(A_{t-1})$	0.009**	0.003	-0.003	0.002
mdd	0.186**	0.036	-0.637**	0.029
me	0.300**	0.062	0.247**	0.042
vr	0.051**	0.007	0.060**	0.006
$surv$	0.078**	0.015	0.034**	0.007
$Diver$	0.000	0.011	0.008	0.006
$Syst$	-0.009	0.013	-0.001	0.007
$Discr$	0.004	0.019	0.009	0.011

注: * $H_0=0$, 显著性水平为 5%。

** $H_0=0$, 显著性水平为 1%。

激励佣金仍然与所有 CTA 业绩记录的波动性相关。尽管激励佣金对业绩波动性的影响在扩展模型中已经大大降低了,但更大的激励佣金变量仍伴随着更高的波动性。管理资产规模继续与

平均收益回报保持着相关关系,影响大小在扩展模型中也保持相同。管理资产的规模与收益率的波动性无关。相比之下,Golec (1993)则发现二者之间具有显著负相关性,并质疑一旦以规模来解释其他波动变量时,这二者之间是否还存在相关关系。

结 论

本研究检验了激励性合同对CTA业绩及波动性的影响。薪酬结构性变化的证据显示,CTA的薪酬更主要依赖于激励佣金而不是管理佣金。管理佣金与业绩表现不具有相关性。这种薪酬不会系统性地妨碍业绩,对投资者而言是个好消息。管理佣金也与CTA收益率的系统波动性不具有相关性。这些结果和Golec (1993)以前的研究结论一致。

激励佣金则被发现与CTA的收益率和收益率的波动性都具有正相关关系。激励佣金变量从10%到20%的增加,将使年收益率业绩平均上升6.58%。这一业绩增加是扣除佣金之后的净回报,与CTA对杠杆的使用大小无关。激励佣金水平的高低在选择真正优秀的CTA时可能起着重要作用。

最后,研究显示,以管理资产规模衡量的CTA的大小与其业绩收益呈正相关关系。这种影响比较小,可能是资金向成功的CTA流动所致。

作者:Fernando Diz

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十四章 管理型期货基金以及 其他信托产品： 澳大利亚监管模式

本章考察澳大利亚关于管理型期货基金和收益源自期货交易的其他信托投资产品的监管模式。所有信托投资产品在澳大利亚都受到澳大利亚公司法关于管理型投资计划和金融产品条款的统一管制。本章将讨论把这个模型应用于更为宽泛的信托期货产品的难点，并考察改革个人管理型期货账户监管的一些最新建议。

引 言

特别是在美国，对冲基金和其他另类信托投资产品（投资者把资金委托给职业基金经理以代其投资的产品）受到越来越多的监管审查。美国财政部在《爱国者法案》（PATRIOT Act）下又制定了一系列措施，要求在岸和离岸的批发性对冲基金、商品基金

以及私募股票基金提供一系列确定的基本信息,如基金管理人、基金投资者、管理的资产价值等,这些措施可能削弱目前这些基金享受到的隐密性[参见金融犯罪强制网络(Financial Crimes Enforcement Network),2002]。此外,全国证券交易商协会(National Association of Securities Dealers,NASD)已经关注到,其成员在向客户,特别是零售客户推销对冲基金和以对冲基金为投资对象的基金时,可能没有履行其法定义务(NASD 2003)。对冲基金、商品基金和私募股票基金的零售化趋势,这些产品的监管缺失状态,基金管理人欺诈投资者的潜在可能,以及对冲基金采取卖空等策略对市场影响等,近来也都使证券交易委员会(SEC)提高了关注力度。^[1] Wider 和 Scanlan(2003)对证券交易委员会的这些关注作了总结。

在澳大利亚,负责监管银行、保险公司、养老基金等的澳大利亚谨慎监管局(Australian Prudential Regulation Authority, APRA)近期已经对澳大利亚养老基金提高在管理型期货和其他另类投资上的资金配置表示出了置疑。APRA(2003)明确表示:“在对冲基金方面的投资若有损于养老基金成员利益的话,那么他们将介入来保护其利益。”

本章讨论澳大利亚对于收益源自期货交易的信托投资产品的监管,以下两个原因引起了对这个问题的兴趣。第一,对冲基金、管理型期货和其他另类信托投资产品都受传统共同基金零售管理

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

[1] 比较而言,商品期货交易委员会近期制定了一些制度,这些制度对投资于美国商品期货、但游离于《商品交易法案》(Commodity Exchange Act)注册和授权之外的绝大多数美国对冲基金和离岸对冲基金的发行会产生影响。这些法规于2003年8月28日起开始实施,下一注释作了概括。

条例的辖制。这为美国^[1]和英国^[2]在这类投资产品上的监管差异是否应该继续存在,在司法上提供了一个有用的争论对比。第二,澳大利亚证券和投资委员会(Australian Securities and Investments Commission,ASIC)已经有意对个人管理账户和管理型基金的监管进行区别对待(2003)。

澳大利亚的信托期货产品

信托期货产品是指期货经纪人或者投资经理人利用客户受托资金从事期货交易来寻求积极的回报。在澳大利亚,信托期货产品可分为两大类:管理型期货基金和个人管理型期货账户。在澳大利亚,管理型期货基金与共同基金和对冲基金的募集设立程序一致,由基金管理人汇集几个投资者缴纳的现金,对一类或多类在悉尼期货交易所上市的期货合约(和期货期权)进行交易。个人管理型期货账户可以分为个人管理账户(IMAs)、全权管理账户(MDAs)和管理型组合服务。IMAs是一种监护和管理的投资服务,不是一种如同管理型期货基金的中介投资工具(Jorgensen 2003)。在IMA下,投资者的资金与期货经纪人的资金分离存放,并全权委托期货经纪人代表自己进行期货投资,每次交易无须再行授权。

[1] 1940年的《投资公司法案》(Investment Company Act)监管投资公司。“投资公司”是指主要从事投资业务或者证券交易的基金。但是,投资人少于100个的基金[第3款(c)(1)]和投资人“合格购买人”(例如,个人投资资产超过500万美元的投资者和管理资产超过2500万美元的基金管理人[第2款(a)(51)和第3款(c)(7)])的基金则在“投资公司”的定义之外。投资者面对的绝大多数美国对冲基金和离岸对冲基金都被有意设立来利用这些例外条款。绝大多数对冲基金也都在《商品交易法案》的管制范围之外。《商品交易法案》对从事美国商品期货交易的基金进行监管[记录一次交易就可以确认一个基金是商品基金(CFTC释文98-18)]。但是,并非主要从事商品期货交易或投资者都是“合格投资者”(证券法案D规则501条例的定义)的基金可以被排除在“商品基金”定义之外[参见CFTC条例4.13(a)(3)]。此外,向很高级的投资者支付资金利息的基金经营者不在作为商品基金营运者注册登记之列[参见CFTC条例4.13(a)(4)]。

[2] 监管英国金融服务业的金融服务管理局(Financial Services Authority)已经决定目前仍将对冲基金置于零售共同投资计划制度之外,但是会视散户投资者介入对冲基金的情况来改变对冲基金的地位(金融服务管理局,2003)。

在信托期货产品的两大类型中,IMAs 在澳大利亚更为普遍。散户投资者与期货经纪人开立 IMA 的最低投资额为 10 万澳大利亚元(Doig 2003)。澳大利亚的管理型期货基金一般被作为批发性基金而设立,仅对机构和专业投资者开放,最低投资限额达 50 万澳大利亚元。近期澳大利亚对冲基金部门的强劲增长,可能引起机构投资者对管理型期货基金兴趣的增加(Ali, Stapledon and Gold 2003)。

投资者也可以通过投资商品联结证券,取得针对期货合约的基础商品的风险敞口。这些证券一般是嵌入期货的债权证券,或者是场外商品衍生品,投资者到期时收回的本金取决于证券存续期限内基础商品的价格表现(Anson 2002a)。相对而言,商品联结投资产品在澳大利亚还不是很普遍。

澳大利亚期货市场

在澳大利亚,期货合约和期货合约期权主要在悉尼期货交易所(SFE)交易。^[1] 根据悉尼期货交易所当局(2002)的统计,按照年期货合约交易量计算,SFE 是全球第十大期货交易所。^[2] SFE 是亚太地区第二大期货交易所,排在韩国股票交易所之后,新加坡交易所、大阪证券交易所、韩国期货交易所之前。

SFE 主要交易的是金融期货合约。根据悉尼期货交易公司(2003a)发布的信息,澳大利亚利率期货合约(由同业拆借利率、银行票据、利率互换和国库券期货合约组成)在 2003 年上半年和 2002 年全年的总交易量中分别占到 89.4% 和 88.7%,其次受欢迎的产品是澳大利亚股票期货合约(由澳大利亚股指和个股期货合约组成),同期交易量占到 10.4% 和 11.1%。有意思的是,个股期

[1] 电力、股指、谷物(大麦、油菜、高粱和小麦))和羊毛期货合约也在澳大利亚证券交易所交易(交易量相对很小)。

[2] 就年交易量(降序)而言,排在 SFE 前面的九家期货交易所是:韩国股票交易所、芝加哥商业交易所、芝加哥期货交易所、Eruonext-LIFFE、Eruonext-Paris、巴西商业和期货交易所、芝加哥期权交易所和 Tel Aviv 股票交易所。



货在美国《2000 年商品期货现代法案》下才被获准,而澳大利亚从 1994 年便已经有了,但在 SFE,个股期货始终是一个边缘产品,交易量非常小。SFE 交易的其他类产品包括澳大利亚元、活牛、电力和羊毛期货合约。

信托期货投资的基本原理

对信托期货产品进行投资有两大理由。首先是由于商品期货合约收益与常规的股票、债券收益之间的低相关性。因此,为一个投资组合引入主要投资于商品期货合约的信托期货产品将创造出更有效率的收益。信托期货产品和多头股票、债券结合起来的投资组合,将在相同风险水平下产生更高的总收益,或者在不改变收益水平的同时降低组合的风险水平(Edwards and Park 1996; Edwards and Liew 1999)。

信托期货产品提供与对冲基金相似的组合好处。近期的研究成果发现,一般在熊市情况下,信托期货产品的表现比对冲基金好,但是在市场表现中性、受大事件驱动的情况下,宏观对冲基金在所有市场上的表现则要比信托期货产品好(Edwards and Caglayan 2001)。Ali、Stapledon 和 Gold (2003)对不同类型的对冲基金投资策略进行了研究。另一项研究发现,尽管信托期货产品的期望收益比对冲基金低,但是能够比对冲基金提供更为有效的组合分散好处(Kat 2002)。

但是,有一个限制:观察到的商品期货合约的价格表现与股票、债券的价格表现之间的相关性具有很大的不稳定性,这个事实可能削弱信托期货产品声称的组合好处(Jensen, Johnson and Mercer 2000)。

投资信托期货产品的第二个理由是,由于商品价格表现和通货膨胀之间具有正相关关系,因此,信托期货产品被视为对冲通货膨胀的工具。不过这也取决于信托期货产品投资的具体期货合约。如果信托期货产品主要投资于金融期货合约,那么所期望的

对通货膨胀的对冲功能将不可能实现(Edwards and Park 1996)。

澳大利亚信托期货产品的监管

所有信托投资产品,无论是信托期货产品还是对冲基金,也无论面向的是散户投资者还是机构投资者,都必须服从于《2001年澳大利亚公司法案》(Australian Corporation Act)中的第5章C和第7章。其中第5章C监管的是“管理型投资计划”,第7章监管的是“金融产品”。

法案第5章C通过一种“自下而上”(bottom-up)的方法来监管信托投资产品。属于管理型投资计划或金融产品的信托投资产品都必须接受该法案的监管,向投资者提供披露文件、解释投资策略或所交易产品及资产类型的责任被置于投资计划经营者(一般是基金管理人)一方。因此,法案无须也确实没有对管理型期货产品和其他信托投资产品,或者对冲基金和其他信托投资产品进行区分。

信托期货产品和管理型投资计划

根据《2001年澳大利亚公司法案》(以下简称《公司法案》)第9节的规定,信托期货产品(或者其他信托投资产品)如果符合以下三个特征,便属于“管理型投资计划”:

1. 投资者通过投入资金或资产(如证券等),取得分享产品财务收益的权利。
2. 投资者的投入经由产品经营者集合在一个共同的公司下为投资者的利益而运作。
3. 日常的产品经营控制(包括投资策略的策划和执行)由第三方而不是投资者来完成。

52

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

管理型期货基金

管理型期货基金明显符合以上要求。管理型期货基金的投资
者通过购买或申购取得基金的权益,基金管理人集合权益认购的
对价要素,并将其配置到各种期货合约(或期货合约的期权)上。
此外,基金管理人有权决定投资或平仓期货合约,基金的日常运作
控制在团队而不是投资者手中。

只有那些以非公司形式构建的管理型期货“基金”才被视为
“管理型投资计划”。《公司法案》第 9 节第(d)段特别将例如投资
者认购公司证券,公司则以认购收入进行期货交易这样的公司型
投资工具从管理型投资计划定义中予以排除。另一方面,由受托
人向投资者募集并由受托人投入期货交易的发行单位或其他股权
性权益构成的信托则可以是管理型投资计划。

由管理型期货信托的受托人发行的债务证券,其地位仍不明
确。《公司法案》第 9 节第(j)段将公司(包括公司受托人)发行的
“债券”排除在“管理型投资计划”的定义之外。而根据第 9 节第(c)
(iii)段和第(d)段的规定,汇票或本票(本票面值至少要 5 万澳大利
亚元)形式的债务证券并非债券,这一事实让发行这种债务证券
的管理型期货基金的公司受托人处于第 5 章 C 的支配之下。虽然
公司受托人发行的其他债务证券不在第 5 章 C 提及的范围之内,
但是法案也提出,债券不包括那些由非货币借贷业务的公司发行、
投资者通过一般的信贷业务途径购买的债务证券。因此,就管理
型期货基金的受托人向专业投资者发行的债务证券,无论是否是
汇票或本票,皆不属于债券而受第 5 章 C 支配这一点而言,尚存争
议(Clayton 2003)。[参见《公司法案》,第 9 节第(a)段。]

抵押合成债券

澳大利亚的金融监管也延伸到了资产证券化计划,包括新兴
的抵押合成债券(Collateralized Synthetic Obligations, CSO)。

CSO 与管理型期货基金非常相似。与管理型期货基金的管理人一样, CSO 的发行人旨在通过交易衍生产品来谋取盈利。但管理型期货基金交易的是期货合约, CSO 参与的是被称为信用衍生产品的场外活跃交易。Ali(2000)对不同类型的信用衍生产品和它们的监管现状进行了探讨。

信用违约互换是一种最普通的信用衍生产品。在一个信用违约互换中, 一方(保护的卖方)与其对手方(保护的买方)协商一致, 以取得保险费为条件, 开始承担保护买方发放的贷款或第三方(参考实体)发行的债券的信用风险(参考义务)。如果违约事件发生(例如, 一个参考实体未能履行参考义务或者濒临破产), 那么(在实物结算的信用违约互换下)保护卖方必须以账面价值从保护买方收购参考义务, 或者(在现金结算的信用违约互换下)向保护买方支付参考义务的账面价值和市场价格之差。

因此, 就像管理型期货基金的管理人从交易利润中为其发行的债务证券偿付本金和利息一样, CSO 的债务证券偿付来自信用衍生产品中作为信用风险保护出售方的保险费和信用衍生产品交易的利润(Tavakoli 2003)。较之非受托公司债务证券的发行, 在CSOs 中, 作为受托公司的发行人需要遵守《公司法案》第 5 章 C 的规定。^[1]

个人管理型期货账户

个人管理型账户(Individually Managed Accouts, IMAs)的地位不是很明确, 既然期货经纪人和其他 IMA 的经营者是以独立投资组合的方式在管理投资者的账户, 那么其集合特性就不是很明显。尽管投资者的资金是独立分离管理的, 但是澳大利亚法院仍然因为 IMA 的经营者或者托管人以单一总账户的形式持有归属

[1] 目前还不清楚是否汇票和某些本票中有特殊部分能够适用于 CSOs(和其他证券化中)发行的有限追索的债务证券。



于每个账户的投资头寸,而认为 IMA 有涉及“集合”的风险。^{〔1〕}投资组合的独立存在和投资账簿与登记的隔离,不足以回避组合管理人行业所涉及的集合投资者权益的特征。

如前所述,ASIC 基于认为 IMA 的经营者和投资者都与一个“共同企业”(common enterprise)的运作关联,而将 IMA 视为管理型投资计划(ASIC 2003)。这个立场也受到 Horgan(2003)的支持。

“共同企业”的扩展观点忽视了一个事实,那就是只有基金管理人或者账户经营者参与了企业的运作,投资者仅仅是一个被动的参与者,是 IMA 的经营者而不是投资者本人决定投资者账户的期货交易。将投资者和基金管理人之间的关系置于一个共同企业下看待,显然受到当事双方都希望从 IMA 中产生利益(投资者想获取投资收益,而基金管理人想获取佣金)这一事实的影响。这一解释不仅对投资者权益的集合提出了多余的要求,而且意味着每一种融资关系(例如,股东—发行人、债权人—发行人、借方—贷方、存款人—存款持有人等,在这些所有情境下双方当事人都期望在关系中产生收益)都可能是一个共同企业,因此都属于一个管理型投资计划。(这种分类的影响由于管理型期货基金所涉及的企业、债券和借贷交易方面的一些豁免规定而有所削弱。)

信托期货产品的注册

根据 2001 年《公司法案》第 601 节 ED(1)和(2)的规定,作为管理型投资计划,管理型期货基金和 IMA 应该根据第 5 章 C 的规定在 ASIC 注册登记,属以下两种情况之一的除外:

1. 是一个批发性(wholesale)基金或账户。如果一个基金或者 IMA 在募集本金时不需要向投资者披露产品信息,则这个管理型

〔1〕 参见 ASIC v. Enterprise Solutions 2000 Pty Ltd (2000), 33 ACSR 620(个人保证金账户的资金余额被置于一个共同的银行账户的情况下,法院将认定集合成立)。

期货基金就是批发性基金,这个 IMA 就是批发性账户。产品信息披露只在针对零售客户时是必需的。^[1]

2. 是一个私募基金或账户。如果一个基金或者 IMA 的投资者少于 20 个人,则这个管理型期货基金就是私募基金,这个 IMA 就是私募账户。这类基金或者账户不会通过专业销售人员向投资者销售。

第 5 章 C 适用于对冲基金和共同基金的问题分别被 Ali、Stapledon 和 Gold(2003)及 Baxt、Black 和 Hanrahan(2003)进一步探讨。

根据《公司法案》第 601 节 ED(5)的规定,对于应登记注册而未登记注册的管理型期货基金或者 IMA,基金管理人或者账户经营者必须承担法律责任(罚金或者监禁的惩罚)。此外,基金或账户的投资者将有权利对所投资金要求回报,或者申请关闭基金或者账户[参见第 601 节 EE(1)和第 601 节 MB(1)]。

法案为本不在注册要求之列的管理型期货基金和 IMA 提供了一个强有力的注册登记激励(Ali, Stapledon and Goid 2003)。根据《公司法案》第 601 节 FC(4)的规定,已注册的管理型投资计划不能投资于未注册的管理型投资计划。因此,对未注册的管理型投资计划而言,注册登记即意味着能够扩大潜在投资者的类别。

注册登记的管理型期货基金管理人和 IMA 经营者必须遵守七项规定:

1. 基金管理人或者经营者(责任方)必须是上市公司(第 601 节 FA)。
2. 责任方必须获得由 ASIC 颁发的澳大利亚金融服务许可

[1] 下列情况之外的投资者属“零售客户”:(a)管理型期货基金的本金认购价格或者一个 IMA 开立的最低本金要求是 50 万澳大利亚元;(b)净资产超过 250 万澳大利亚元或在此项投资之前的两个财务年度内,每年总收入不低于 25 万澳大利亚元的投资者;(c)是一个专业投资者(例如,澳大利亚金融服务持牌人、净资产超过 1 000 万澳大利亚元的退休基金、银行、人寿保险公司等);《公司法案》第 761 节 G(1)、(7)(a)和(7)(c);2001 年《公司监管条例》规则 7.1.18(2)、7.1.19(2)和 7.1.28。

证,允许其经营基金或者账户[第 601 节 FA 和第 601 节 FB(1)]。基金管理人一般就是责任方。又或者,如果基金以信托方式构建并且投资权和所有权之间相互独立,则基金的受托人可能成为责任方,同时受托人会把基金的投资决策权委托给基金经理(Ali, Stapledon and Gold 2003)。

3. 责任方为基金或者账户的投资者利益负有重要的规定职责(包括谨慎、诚实和忠诚)[第 601 节 FC(1)和(3)]。

4. 基于基金或账户投资者的信托,责任方被认可持有基金或账户的资产[第 601 节 FC(2)]。对于那些并非以信托形式组建的管理型期货基金(或其他投资基金),这一规定职责的运作尚不确定。例如,在以有限合伙形式组建的基金中,这一条款能够使普通合伙人(基金管理人)成为有限合伙方(投资者)的合伙资产受托人吗?

5. 管控基金或者账户经营的法律工具(例如信托契约)必须包括某些规定的契约(第 601 节 GA 和第 601 节 GB,也可参见 ASIC 1998b)。

6. 基金或者账户必须有独立审计的合规计划[《公司法案》第 601 节 HA(1); 2001 年《公司监管条例》规则 5C. 4. 02; ASIC 1998a]。

7. 如果责任方的外部董事人数不到全部董事人数的一半,则必须为基金或者账户成立一个主要由外部董事成员组成的合规委员会。[《公司法案》第 601 节 JA(1)和第 601 节 JB(1); 2001《公司监管条例》规则 5C. 5. 01]。

信托期货产品和金融产品

按照《公司法案》第 7 章,信托期货产品的金融产品特征,带来了两个重要的监管结果:

第一,管理型期货基金的管理人或者 IMA 的经营者被认为是在澳大利亚从事金融服务业,因此必须取得由 ASIC 颁发的澳大利

亚金融服务许可证[第 911 节 A(1)和第 911 节 D]。

根据《公司法案》第 5 章 C 的规定,已注册的管理型投资计划的责任方被认为是在澳大利亚从事金融服务业,也被要求持有金融服务许可证[第 761 节 A、第 761 节 C 和第 766 节 A(1)(d)]。因为计划的权益(interests)属于金融产品,未被要求注册的管理型投资计划的运作在澳大利亚也构成为金融服务活动。向投资者发行权益的发行人和向投资者承担计划中义务的当事人(基金管理人、管理型期货基金的受托人或者 IMA 的经营者)被认为是在从事金融产品的“交易”(dealing),因此构成金融服务业[第 761 节 A、第 761 节 C、第 761 节 E(1)(b)、第 761 节 E(4)和 766 节 A(1)(b)]。

第二,向零售客户出售金融产品时必须对投资者进行充分的信息披露,以确保投资者合理决策[第 1011 节 B、第 1012 节 B(3)、第 1012 节 B(4)、第 1013 节 A(1)、第 1013 节 C 和第 1013 节 D; ASIC 2001]。批发性的管理型期货基金和 IMA 未被要求进行产品信息披露,因为这类产品的投资者并非零售客户。^[1] 针对零售客户的小规模发行中也没有信息披露要求。^[2]

未遵守上述许可证和信息披露要求将面临刑事责任追究(处罚金或监禁)(第 1311 节)。^[3] 此外,若未被提供产品的信息披露,或者被提供的是不完全的产品信息披露,则信托期货产品的投资者有权力以未遵守《公司法案》中信息披露的名义要求补偿由此导致的任何损失。

同批发性管理型期货基金和 IMA 一样[第 762 节 A(2)和第 764 节 A(1)(ba)],零售管理型期货基金和 IMA 的权益也属于金融产品[第 762 节 A(2)和第 764 节 A(1)(b)]。

[1] 参见第 294 页注释[1]。

[2] 根据《公司法案》第 1012 节 E,小规模发售是指不超过 20 个投资者的认购或 12 个月内认购金额不超过 200 万澳大利亚元。

[3] 对于未能提供产品信息披露或者提供的是不完全的产品信息披露行为,法案提出了多项刑事指控;第 1021 节 D 至第 1021 节 O。此外,对于由于产品信息披露中出现差错或误导性陈述而诱导投资者认购金融产品的也必须承担刑事责任;第 1041 节 E (3)。



相比之下,私募管理型期货基金和 IMA 的权益则不属于金融产品,这类基金和账户不在第 7 章[第 762 节 A(3)和第 765 节 A(1)(s)]的管制范围之内。^[1] 相比“管理型投资计划”的定义,对“金融产品”定义的“投资”理解是无须以集合或成为一个共同企业的方式来投资,因此,如果一个 IMA 不是一种管理型投资计划,它便不适用第 5 章 C 相关规定,但它可能仍会被作为金融产品而加以管制[第 762 节 A(1)、第 763 节 A(1)(a)和第 763 节 B]。

个人管理型期货账户——期货交易的要求

对于悉尼期货交易所(SFE)会员发售并投资于 SFE 期货合约的 IMA[在 SFE 的法规中,IMA 是指“机动抉择交易的管理型账户”(managed discretionary accounts)],SFE 额外提出了四条关于信息披露和交易的要求(见 SFE 法规 G. 52 和 53;2003):

1. 经营者必须确保 IMA 与投资者的其他投资以及个人和财务状况相适应。
2. 在经营者为投资者开立 IMA 之前,或者经营者为账户进行交易之前,必须向投资者提供包含特殊情况说明的信息披露文件。
3. 经营者不能进行“煽动交易”(churning),必须确保其为 IMA 进行的期货交易没有在规模和频率上过度。
4. 经营者不能为 IMA 进行杠杆交易,即不能为 IMA 的头寸提供融资或者进行融资安排。

但是,考虑到 ASIC 对于 IMA 的观点,很难确定这些监管要求的适用范围。根据悉尼期货交易所章程(2003b)G. 1.1 第(ii)(c)段的规定,SFE 机动抉择管理型账户的法规不适用于作为管理型投资计划的 IMA。[SFE 也在法规 G. 1.1 条第(ii)(b)段和第(iii)段中,从要求登记注册的管理型投资计划和不要求登记的批发性管理型投资计划中明确免除了 IMAs。鉴于对管理型投资计

[1] 这一例外只能在 IMA 被正确认定为管理型投资计划的情况下适用。

划不加限制的免除,所以这两个免除规定显得有些多余。]如果 ASIC 的观点是正确的,亦即由于投资者和账户经营者之间存在着共同企业的关系而属于《公司法案》下的管理型投资计划,那将意味着 SFE 关于 MDA(managed discretionary accounts)的规定是多余的,这个观点是 SFE 和它的成员们所不赞成的。

个人管理型期货账户的监管改革

澳大利亚证券和投资委员会(ASIC)最近就简化零售 IMA 的监管发布了解释性建议书。简而言之,这些建议涉及到使零售 IMA 的发行受《公司法案》第 7 章的单一监管,不再同时受第 5 章 C 的监管。^[1] 零售 IMAs 的经营者仍必须持有授权其从事 IMA 的澳大利亚金融服务许可证,但是 IMAs 将不再被要求作为一个管理型投资计划在 ASIC 注册。零售 IMA 的经营者也将不再被要求向投资者提供信息披露,相对较轻的信息披露任务是要向投资者提供关于 IMA 和 IMA 潜在投资的指导建议。

尽管零售 IMAs 未被视为管理型投资计划,但是根据 ASIC 的建议书,与被要求注册的管理型投资计划的责任方一样,零售 IMA 的经营者仍必须遵守谨慎、诚实和忠诚的执业要求。此外,与被要求注册的管理型投资计划一样,零售 IMA 一般被禁止投资于没有在法案第 5 章 C 下注册登记的管理型期货基金和批发性 IMAs。

这些改革体现的首要原则是监管者希望降低建立零售 IMA 的交易成本(ASIC 2003)。在这种商业化规则之下,为改革提供一致性的公平很困难。改革人为地将管理型投资计划(基金管理人拥有投资能动自主权)和未被视为管理型投资计划的零售 IMAs 区分开来(尽管账户经营者也有投资能动自主权)。改革也创造了一个不一致的经营环境,批发性 IMAs(除了未要求注册的,一般被

[1] 这些建议反映了 ASIC 对 2000 年以来执行的分离管理型账户(Separately Managed Account)和统合账户(wrap account)监管现状的变化。



视为管理型投资计划)比零售 IMAs 要承受更多的管制要求。

结 论

澳大利亚对于管理型期货基金和个人管理型期货账户的监管体现了“自下而上”的方法特点。这些投资产品,与对冲基金、共同基金等澳大利亚所有其他的信托投资产品一样,受制于相同的监管体制,即澳大利亚《公司法案》中有关管理型投资和金融产品的相关章节条例。

然而,信托投资产品的统一监管模式并非没有缺点。在监管体制中,个人管理型账户的地位被设计为如管理型期货基金、对冲基金和共同基金等一类的集合投资产品,这一点并非没有疑问。对于那些以信托形式成立,投资者通过受托人发行的商业票据、本票或者其他资本市场债务工具而承担了其投资组合的风险的管理型基金,其监管状态也并不清晰。当投资者主要是以信托单位或股份等股权工具持有管理型期货基金、对冲基金和共同基金的权益时,这就不是太大的问题。然而,这对澳大利亚资产证券化计划,包括与管理型期货基金非常相似的创新投资产品——抵押合成债券来说,则是一个主要的问题。这也是抵押私募股票债券(collateralized private equity obligation)和抵押对冲基金之基金债券(collateralized fund of hedge fund obligation)的主要问题,此二者分别是对私募股票基金和对冲基金股权权益的证券化(Ali, Stapledon and Gold 2003)。

最后,如果旨在改进零售个人管理型账户(包括零售个人管理型期货账户)监管的建议得以实施,那么将会出现零售投资产品比批发性投资产品承受更少监管的不寻常现象。

作者:Paul U. Ali

第四篇 计划评估、选择和收益

第十五章讨论建立商品期货交易计划全过程所涉及的问题。这一章涵盖了一个期货市场初入者必须考虑的方方面面:交易机会发现、交易构造、组合构造、风险管理、杠杆水平决定,以及交易计划如何对投资者的整体资产投资组合产生独有的影响。

第十六章用基于高阶矩的或有要求权复制方法,分析了CTA管理型期货的事后业绩表现。每一管理型期货基金的业绩分别与采取更高阶矩创造的具有同样风险属性的基准资产进行了比较。这些基准资产由标准普尔500指数、期权和无风险资产所构建。通过这些基准资产,估计了每个CTA的有效收益和损失,并分析了这种功效衡量的可靠性与所用的矩统计量的阶数有关。

第十七章对管理型期货行业进行了概括性说明,量化了管理型期货对资产组合的增值效应(均值/方差最优化)。在静态和动态的框架下,进行了不同统计量和资产配置的研究。其中,动态框架考虑了时间的变化。资产配置将在三维环境下(均值/方差/时间)进行,分析涉及有效平面,而不是有效前沿。

第十八章检验了CTA的净资产值百分比变化是否服从随机游走。采用1994年1月到2000年12月的月度数据,通过增广Dickey-Fuller检验法,检验这些数据是否具有非平稳性和符合带漂移项的随机游走。所有分类(除分散化的子指数外)被发现满足随机游走,但是许多序列显示带有正的漂移项,这说明序列存在趋

势。一旦确认了纯随机游走行为,那么 CTAs 强化组合的风险/收益特征的有效性会被削弱。

第十九章检验了 CTAs 交易商品期货、金融期货和期货期权时,不同策略的风险和业绩特征。对标准普尔 500 指数和摩根斯坦利全球指数(MSCI Global Indices)的月收益从低到高进行了排序,将此序列样本分为 10 个组别。对每个组别,计算了 CTA 指数和股票指数的相关性,比较了它们的风险和收益特征。

第二十章分析了 CTAs 作为一项另类投资类别所具有的风险和收益好处。之后,用修正的 VaR 作为一种更精确的风险测度标准,说明 CTAs 如何被整合到现存的投资策略中,以及我们如何决定投资于这种产品的最优比例。整体上,研究结果表明,比起只包含传统资产的投资,包含 CTA 和传统资产的有效资产配置应该能提供更好的收益/风险比。

第二十一章用时间序列过程对 1996~2003 年期间十家最大 CTAs 的收益序列进行了建模。对序列进行了平稳性检验,对每家 CTA 应用了相称的 ARMA 模型。对超额收益——相对 CISDM CTA 指数而言,进行了类似的分析。最后,还进行了稳定性检验——用 Chow 检验考察了 ARMA 模型中参数的可能结构变化。

第二十二章用修正的夏普比率研究了 CTAs 的风险调整后收益。因为该类资产的非正态收益,传统的夏普比率可能不适用。根据所管理的期末资产价值,将 CTAs 分为三类。

第二十三章研究了管理型期货的一个最重要性质,即趋势追随特性。这个主题被广为利用,以说明将管理型期货引入传统资产组合的合理性——在熊市中,起到了风险分散器的作用。不过,从短期看,管理型期货仍然是有风险的。如果管理型期货的最终表现想要超过现金或者债券,那么相应的投资期需要多长呢?为了回答这个问题,检验了 CSFB Tremont 管理型期货指数的月度持有期。结论是,虽然从保本的角度来看,管理型期货长期是相对安全的,但是,其亏损风险依然存在,而且不应该被忽视。

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十五章 如何设计商品期货交易计划

我们提供一个关于设计商品期货交易计划的分步入门指引。一位优秀的商品交易经理不仅要能发现一般可盈利的交易策略，而且必须仔细考虑每年不同时间、不同事件下各种交易策略之间的相关性。商品经理一定要确保最终形成的投资产品能产生特有、充分的收入回报，从而为投资者的整体资产组合带来分散性好处。

引言

当设计一个商品期货交易计划时，商品经理需要建立一个考虑以下问题的投资流程：

- 交易发现
- 交易构造
- 组合构造

- 风险管理
- 杠杆度
- 该计划如何对投资者的整体资产组合产生独有的影响

本章将依次讨论这些主题。

交易发现

第一步是发现一些对投资者而言具有一定可信“优势”的交易机会。虽然一些期货交易策略是众所周知的，也是公开的，但是商品交易经理仍然可以继续应用这些策略。以下是这些策略的三个例子。

谷物例证

就谷物期货交易持续获利的讨论而言，Cootner(1967)表示，“这些盈利性交易在被市场认识的情况下依然存在，这一事实表明，进行这些交易的风险将超过可能的获利。有进一步的证据显示……(商业参与者)不会按照预期价值来进行交易……(这类交易者)更愿意支付溢价来规避风险”。Cootner 的文章讨论了农产品市场参与者集中释放套保压力的可察觉时期，这导致了“期货价格出现可预测性趋势”。文章还列举了与这种情况有关的一些经验性例子，包括“小麦 7 月合约时有的买入保值效应”。Cootner 在文章中表示，在净买入保值高峰之后，期货合约价格会出现“回落至平均水平”的趋势。7 月小麦合约应该“较那些在这一作物年度晚些时候的月份合约出现下跌，因为那个时候少有可能出现买入保值的特征”。表 15.1 总结了 Cootner 对小麦期货价差(spread)的经验性研究，在下述时期，价差平均下跌了 2.5 美分。对我们而言，最大的问题是，这个与保值行为有关的现象公布于 1967 年，那么今天，这种价格影响是否依然存在？简单地说，这种影响仍然存

5
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

在。

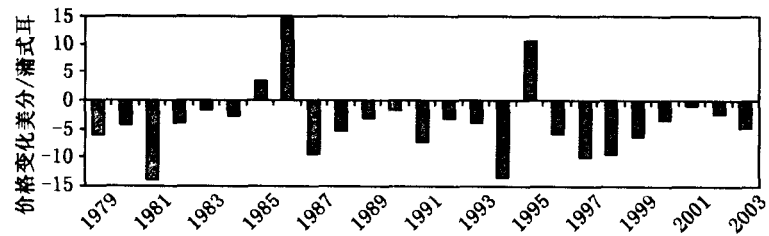
表 15.1 Cootner 对小麦期货合约 7~12 月价差的经验研究

1948~1966 年 7~12 月小麦期货合约 7~12 月的指定时间的平均价差	
1 月 31 日	-5.1 美分
2 月 28 日	-5.35 美分
3 月 31 日	-5.62 美分
4 月 30 日	-5.69 美分
5 月 31 日	-6.55 美分
6 月 30 日	-7.55 美分

资料来源:Paul Cootner,“Speculation and Hedging,”*Food Research Institute Studies*, Supplement 7, (1967):100。

1979~2003 年,该价差的平均水平下降了 3.8 美分, z 统计量是一 3.01。图 15.1 显示了该价差的年度变化。

1979~2003 年每年的 1 月 31 日至 6 月 30 日之间小麦期货 7~12 月合约价差变化

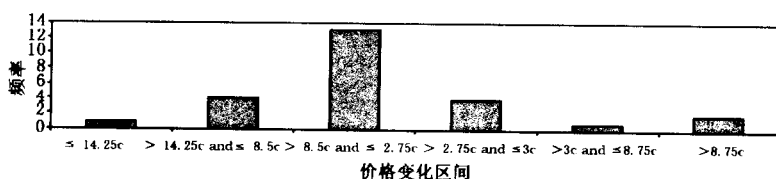


资料来源:Premia Capital Management, LLC。

图 15.1 Cootner 的样本外示例

该交易很明显是无风险的。要从交易中获利,商品经理一般是做空该价差,这样图 15.1 中的正数就意味着亏损。请注意,数字显示的可能亏损在过去 25 年中曾经发生过。也就是说,Cootner 最初关于被市场了解的盈利交易可以持续存在的观点在 36 年后得到了证实。

图 15.2 归纳了图 15.1 显示的信息,不同之处在于强调了 7~12 月小麦价差策略的“尾部风险”(tail risk)。如果商品交易经理做空该价差,那么遭遇损失的结果可能是几倍于平均盈利。再次说明,做空该价差表示商品交易经理预期价差会缩小,因此,图 15.2 的正数就代表了这种交易曾经出现的亏损。商品经理可能推断这种交易机会会继续存在,因为做此交易时必须考虑这令人不愉快的“尾部风险”。



资料来源:Premia Capital Management, LLC。

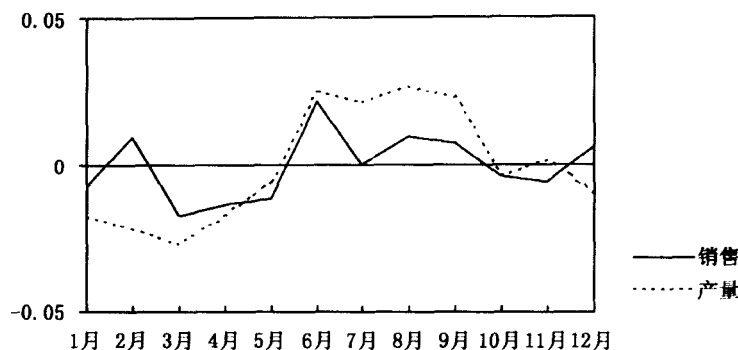
图 15.2 1979~2003 年间小麦合约 7~12 月价差概率分布直方图

石油的复杂例证

是否存在持续性的、与石油市场的结构有关的价格趋势呢?在分析石油期货市场中商业参与者的交易行为后,我们的结论是,他们的保值行为似乎会集中在某些时段(time frame),这些相同时段的价格具有可观察趋势,而这些趋势就反映了商业性的保值压力。

类似其他商品,石油产品的消费和生产集中在每年的某些时间,如图 15.3 所示。这也是商业保值压力明显集中在每年某些时间的根本原因。

可预测的价格趋势来自商业集中保值的影响,而这种价格趋势被认为是商业参与者愿意支付的一种溢价。商业参与者在可预测的时间进行保值,并愿意为此支付溢价,正如个人愿意在旺季支付更高的酒店费用造访旅游胜地一样,他们是在为时间便利(time convenience)付费。



注:每月的季节系数(季节因子)是该月对数时间趋势的平均百分差异。

资料来源:Jeffrey Miron, *The Economics of Seasonal Cycles* (Cambridge, MA: MIT Press, 1996), p. 118。

图 15.3 石油季节性销售和产量模式

玉米例证

玉米为持续性价格压力效应的存在提供了又一例证。一些商品合约的期货价格,包括玉米,有时会因为将要来临的、有影响力的天气问题而包含恐惧溢价(fear premium)。根据 Refco(2000)评论:“当谷物市场遭遇真实的或感受到粮食供应危机时,总是会倾向于最糟糕的设想。”结果是,一进入美国的生长季节后,谷物期货似乎会系统性地合约的公允市场价格上附加一个溢价。众所周知的是,如果不利天气没有出现,那么这个溢价则很容易被清洗掉。请注意 Salomon Smith Barney(2000, p. 1)的评论:“底线是,这个夏季任何威胁性因素的凸现都会激起对产出惩罚(yield penalty)的担忧。这表示,市场可能会把‘天气溢价’纳入对关键市场价格的考虑。接近时限市场走得越高,如果存在降雨预期或者降雨真的发生,那么下跌的风险也就越大。”截至7月底,对玉米产出前景非常关键的天气已经发生。此时,如果不利的天气情况并没有发生,那么,玉米期货价格所包含的天气溢价便不再需要。根

据 Pool Commodity Trading Service(1999)的观点：“天气驱动的任何市场都存在天气预期迅即变化并随之改变价格趋势的可能，即便在本周结束前谷物价格似乎显示要进一步趋于下跌。当玉米吐丝率(corn silking)达到 75%的时候，市场会开始挤出部分天气溢价。”此外，这个例子又一次显示，商业交易已经充分意识到了商品期货价格是对未来价值的有偏估计，然而这种效应还是持续存在的。

交易构造

商品期货交易的经验表明，即使一个交易者可能对商品有正确的判断，但是他如何构造交易来表达这种判断则会对盈利有很大的影响。

期货合约、期权或者期货合约价差都可以用来表达对商品的判断。

有时，期货价差比交易本身更易于分析处理。通常，与商品相联系的一些经济边界约束(economic boundary constraint)，可能会限制持有头寸的风险(但并非总是如此)。交易者也可以通过交易价差来消除大量的一级外部风险。例如，进行取暖油和原油的期货价差交易，该交易的每条腿都同样受到不可预期的 OPEC 行为冲击。相反，通常影响价差交易的是二级风险因子，比如两种商品库存变化的时间差异。有时，预测相关的二级风险因子比一级风险因子更容易。

组合构造

一旦投资者已经发现一套可在一段时间内获利的交易策略，

货

前沿译丛

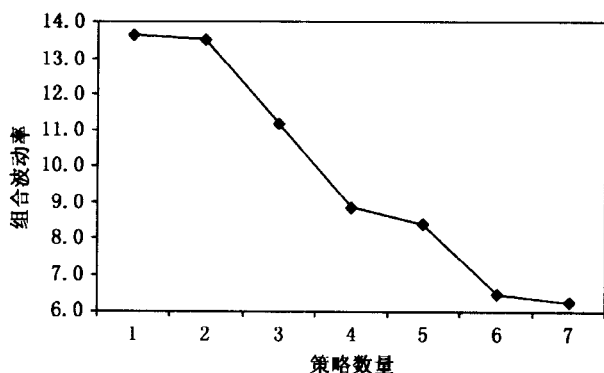


Frontiers
on Modern
Futures

下一步则是将此交易纳入一个分散化的策略组合。最终的目标是,将不具有相关性的策略组合到一起,以获得一个风险降低的投资组合。

分散性

图 15.4 是一个 2000 年 6 月的商品期货组合,结合了保值型交易(hedge-pressure trades)和天气恐惧溢价型交易(weather-fear-premium trades)。图表显示了不相关交易渐次增加对组合波动率的影响。



资料来源: Hilary Till, "Passive Strategies in the Commodity Futures Markets," *Derivatives Quarterly* (2000), Exhibit 5. Copyright Institutional Investor, Inc.

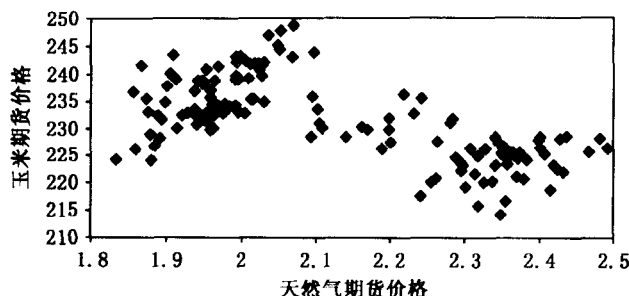
图 15.4 年化的组合波动率与商品投资策略的数量, 2000 年 6 月

疏忽性的风险集中

对所有类型的杠杆投资而言,一个关键的问题是疏忽性的风险集中(Inadvertent Concentration Risk)。在进行商品期货的杠杆投资时,投资者必须特别注意商品之间的相关属性。看起来没有相关性的商品市场短期内可能出现高度相关。如果一个商品经理正准备设计一个组合,将一定量的风险分配给不同的策略,那么上述情况将带来问题。如果两种策略出现意外的相关性,那么这个

组合经理就无意中加倍了风险。

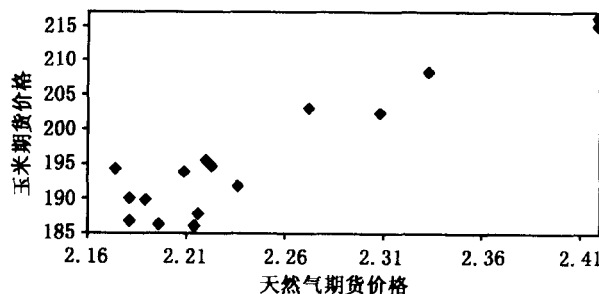
图 15.5 和图 15.6 提供了 1999 年出现过的例子,即看起来不相关的市场短暂地变得颇具相关性。



注:采用 3 天为一个样本时间段,玉米价格百分比变化与天然气百分比变化的相关系数是 0.12。

资料来源: Hilary Till, "Taking Full Advantage of the Statistical Properties of Commodity Investments," *Journal of Alternative Investment* (2001), Exhibit 3. Copyright Institutional Investor, Inc.

图 15.5 9 月玉米期货价格和 9 月天然气期货价格,
1998 年 11 月 30 日至 1999 年 6 月 28 日



注:采用 3 天为一个样本时间段,玉米价格百分比变化与天然气百分比变化的相关系数是 0.85。

资料来源: Hilary Till, "Taking Full Advantage of the Statistical Properties of Commodity Investments," *Journal of Alternative Investment* (2001), Exhibit 3. Copyright Institutional Investor, Inc.

图 15.6 9 月玉米期货价格和 9 月天然气期货价格,
1999 年 6 月 29 日至 1999 年 7 月 26 日

一般情况下,天然气和玉米价格是不相关的,如图 15.5 所示。

但是,它们在7月份变得高度相关。图15.6显示,在1999年7月的三周时间里,天然气价格变化和玉米价格变化的相关系数是0.85。

7月玉米和天然气期货合约在很大程度上都受到美国中西部地区天气的影响。1999年7月,中西部地区出现了酷热高温天气(甚至导致了部分能源中断)。在那段时间里,玉米和天然气期货价格几乎是以同样的方式对预测和实际的天气作出反应。

如果在那段时间,商品经理的资产组合当中包含了天然气和玉米期货交易,那么,投资者无意中承担了加倍的风险。

为了避免这种情况出现,只进行历史相关性分析是不够的。采用图15.5的数据,投资者会得出玉米和天然气价格只是弱相关。为了最好地鉴别附加一项交易能否扮演资产分散者的角色,投资者还需要理解交易运作的经济机理。这样,交易者才能避免出现图15.6显示的风险翻倍的情况。

风险管理

设计商品期货交易计划的第四步是风险管理,因为资产组合经理需要确认在正常和多变的时期,计划的损失不会超过委托人可承受的水平。

风险量度

从以下方面,审视每种交易策略是很有效的:

- 基于近期波动率和相关性的风险值(VaR);
- 正常情况下的最大亏损;
- 可定义重大时期的最大亏损;
- 对资产组合风险值的累计贡献;
- 对资产组合最大事件风险值的累计贡献。

最后两种量度就该策略是风险减少因子还是风险增强因子给出了一种指示。基于广义的资产组合概念，分析资产组合的以下方面有助于风险管理：

- 基于近期波动率和相关性的风险值(VaR)；
- 正常情况下的最大亏损；
- 可定义重大时期的最大亏损。

每种量度应该都有一定的局限，都受制于期货产品的设计。因此，例如，如果委托人预期计划的亏损不超过7%，从峰值到低谷，那么三种资产量度的波动也不应该超过7%。如果产品面对金融冲击也不应该出现太差的表现，那么在可定义重大事件下的最大亏损也应该被限制在一个相对小的范围内。如果最大亏损超过了限制，那么商品经理就可以相应地设计宏观组合对冲(macro-portfolio hedges)，后面的章节将讨论这个问题。

从应力测试(stress test)的角度，我们建议就资产组合在表 15.2 所显示的四种时期将会有何种表现进行分析。

表 15.2 有意义的重大时期

1987 年 10 月的股灾
1990 年的海湾战争
1998 年的债券市场崩盘
2001 年“9·11”袭击后

在这些时期表现不佳的商品资产组合，对那些进行非传统投资以求获得分散化利益的委托人来说将是不可接受的。因此，除了采用风险值，基于近期波动来分析资产组合的风险外，商品经理同样应该分析资产组合面临表 15.2 所示事件的时候会有怎样的表现。

表 15.3 和表 15.4 提供了对具体商品期货资产组合进行风险分析的例子。例如，大豆压榨套利，它既可以减少资产组合的事件风险，同时它还可以增加资产组合的波动。基于单一的近期波动

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

和相关性得到的风险累计量度无法对一个交易策略是增加风险还是减少风险提供足够的信息。

表 15.3 交易策略风险量度

策略	风险值	正常情况下的最大亏损	可定义重大时期的最大亏损
大豆压榨套利	2.78%	-1.09%	-1.42%
天然气投机	0.66%	-0.18%	-0.39%
小麦套利	0.56%	-0.80%	-0.19%
汽油投机	2.16%	-0.94%	-0.95%
汽油/取暖油套利	2.15%	-1.04%	-2.22%
生猪期货合约套利	0.90%	-1.21%	-0.65%
组合	3.01%	-2.05%	-2.90%

资料来源：Hilary Till, "Risk Management Lessons in Leveraged Commodity Futures Trading," *Commodities Now* (September 2002)。

表 15.4 组合效应风险量度

策略	对组合 VaR ^a 的累计贡献	对极端组合事件风险的累计贡献 ^a
大豆压榨套利	0.08%	-0.24%
天然气投机	0.17%	0.19%
小麦套利	0.04%	0.02%
汽油投机	0.33%	0.81%
汽油/取暖油套利	0.93%	2.04%
生猪期货合约套利	0.07%	-0.19%

注：a 贡献率为正表示该策略增加了投资组合风险，贡献率为负表示该策略降低了投资组合的风险。

资料来源：Hilary Till, "Risk Management Lessons in Leveraged Commodity Futures Trading," *Commodities Now* (September 2002)。

宏观资产组合对冲

了解某些金融或者经济冲击对资产组合的影响有利于设计能够降低这些事件影响的宏观资产组合对冲。例如，2002年夏季的一个商品投资组合包含了这些头寸：小麦多头、多头汽油日历套利（calendar spread）、白银空头。对这个资产组合进行事件风险分析时，我们可以看到，最大风险来自于2001年的“9·11”事件。这是因为，这个资产组合做多对经济运行敏感的商品，同时沽空的是在品质路线时代表现良好的工具。

一般情况下，虽然这些商品头寸之间是不具有相关性的，但是，考虑到对资产组合产生最大负面影响的事件会对商业信心产生巨大的冲击，对于宏观资产保险而言，防止这种事件风险的一个可选方案是持有短期汽油看跌期权。

杠杆度

在设计商品期货计划的时候需要注意的另一个因素是使用多大的杠杆。期货交易只需要相对小额的保证金。交易规模主要是一个投资者准备承担多大风险的问题。初始交易资本要求无法对投资者的交易行为构成很大的限制。

一个计划选择何等程度的杠杆水平是产品设计的一个问题。商品经理需要决定这个计划如何被行销，同时还要了解客户的期望又是什么。

根据巴克莱管理型基金报告(2001)，很多优秀的CTA都曾出现超过40%的亏损，但是这些仍然为其客户所接受，因为这些投资计划有时会产生超过100%的年回报率。投资者应该事先知悉这种可预期的商品经理在盈利与亏损间摆动的性质。

选择杠杆度对一项期货交易计划而言非常关键，因为成功的

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

期货交易能利用的优势是很小的。只有利用杠杆,交易者的回报才能变得具有吸引力。表 15.5 显示,期货交易计划,即这里所称的“管理型期货”,其回报只有在最大程度地应用一些对冲基金策略杠杆之后才具有竞争力。

表 15.5 对冲基金策略中使用杠杆和不使用杠杆的收益(1997~2001)

类型	使用杠杆的平均收益 (%) ^a	不使用杠杆的平均收益 (%) ^a
专门卖空	13.7	9.3
全球宏观	16.8	8.9
新兴市场	16.9	8.8
事件驱动	14.7	8.3
购并套利	14.7	7.0
做多/做空	14.0	6.3
固定收益	9.6	4.8
可转债套利	10.6	4.2
管理型期货	10.5	4.2
危难证券	n/a	n/a

注:a 杠杆收益分析针对的是有 5 年杠杆交易历史和收益数据的基金。

资料来源:Altvist,CSFB/Tremont,EACM,HFR,Institutional Investor (June 2002),and CMRA;Leslie Rahl,“Hedge Fund Transparency:Unraveling the Complex and Controversial Debate,”RiskInvest 2002,Boston,December 10,2002,Slide 52。

在 Patel(2002)的著作中,一位期货投资的开拓者,Campbell 公司的 Bruce Cleland,提及杠杆对其公司是何等的重要:“在过去 31 年里,Campbell 的长期平均复合收益率超过 17.6%(扣除佣金)。从某种程度上讲,市场不会如此无效,以至于允许某一类型的系统交易策略在如此长的时期内战胜它。Cleland 说:‘我们真正的优势实际每年只有 4%左右的收益率,但是通过 4:1 和 5:1 的杠杆,我们就能获得非常具有吸引力的回报。’”对于那些必须要

决定所使用的杠杆度,以图客户交付诱人回报的期货交易新手而言,Campbell 董事长的这些话非常具有指导意义。

对投资者整体资产组合的独特贡献

设计期货交易计划的最后一项考虑是理解如何使该计划适用于投资者的整体资产组合。对于感兴趣于一项新投资的投资者而言,这项投资必须能够产生独特的收益流:这种收益流是无法从其他已有的投资中获得的。更正式地说,新投资无论在正常时期或者是特殊时期,都必须是一个分散项(diversifier)。

一项新的投资是否适用于其资产组合取决于投资者的判断。可以视期货交易计划分散股票资产组合的情况进行评价。或者,也可以基于期货交易计划突破老手商品交易顾问圈子的情形来进行判断。最后,还可以视新的期货交易计划对基金风险调整收益的改善程度,来对其作出评价。每种评估的例子如下。

股票分散化例子

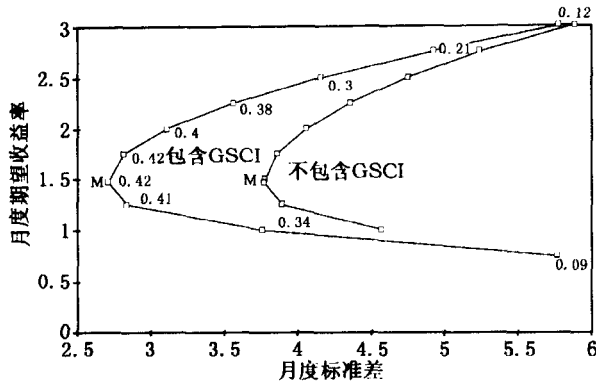
一项可能的期货投资是根据高盛商品指数(GSCI)进行交易。对一个国际股票资产组合而言,评估参与期货交易好处的一个方法是,利用资产组合优化工具(portfolio optimizer),创造出包括和不包括 GSCI 投资的资产组合有效前沿。Satyanarayan 和 Varangis(1994)用图 15.7 说明了这种方法。包括商品资产的有效前沿在任何地方都比不包括商品资产的有效前沿高,这表示,对于同样的收益(风险)而言,包含商品资产的资产组合提供了更小的风险(更高的收益)。如果优化工具所使用的历史收益率、波动率和相关性代表着未来结果的话,那么这样的投资是非常具有吸引力的。

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures



注：均值-方差前沿上的数字表示投资于商品资产的资产组合的百分比。M=最小风险的资产组合。

资料来源：Sudhakar Satyanarayan and Panos Varangis, “An Efficient Frontier for International Portfolios with Commodity Assets,” *Policy Research Working Paper* 1266, The World Bank, March 1994, p. 19.

图 15.7 包含和不包含商品资产的最优国际资产组合

CTA 风险分散

一个只投资于商品的期货计划在享有 CTAs 组合的分散化好处上具有天然的优势。如表 15.6 所示，管理型期货的收益指数与集中投资于汇率、利率和股票的策略的相关性最强。而与商品的相关性排在第四位。

表 15.6 管理型期货的被动指数收益与经济变量的回归(1996~2000)

	系数	标准误差	t 统计量
截距	0.00	0.00	0.01
标准普尔 500 指数	0.00	0.07	0.05
雷曼美国指数	0.29	0.39	0.76
信贷差变化	0.00	0.01	0.30
期限差变化	0.00	0.00	0.18

续表

	系数	标准误差	t 统计量
MFSB/利率	1.27	0.24	5.24
MFSB/货币	1.37	0.25	5.48
MFSB/实物商品	0.27	0.15	1.79
MFSB/股指	0.36	0.11	3.17
R^2	0.70		

注: MFSB (Managed Futures Securities Based) 指数用来模拟采用趋势追随或者逆向(countertrend)交易策略的 CTA 的业绩表现。

资料来源: Center for International Securities and Derivatives Markets (CISDM), 2nd Annual Chicago Research Conference, May 22, 2002, Slide 48。

说明一项商品投资策略给一个分散化 CTAs 资产组合带来好处的一种方式, 计算加入该项新投资之后, 资产组合的夏普比率(超额收益/标准差)会如何变动。表 15.7 显示了, 在三种分散化资产投资组合中加入一种商品投资之后, 这三种资产组合的夏普比率是如何增加的。这三种分散化资产投资组合数据由 Daniel B. Stark & Co. 的 CTA 指数提供。

表 15.7 CTA 指数的夏普比率随具体商品期货交易计划的加入而变化的例证, 1999 年 9 月至 2003 年 3 月

指 数	单一指数			加入 10%GA ^b 成分的指数		
	CARR ^a	Vol %	夏普比率	CARR	Vol %	夏普比率
Stark 基金指数	6.80%	13.60%	0.50	7.80%	11.80%	0.66
Stark 300 CTA 指数	8.70%	10.80%	0.80	9.40%	9.60%	0.98
Stark 分散型 CTA 指数	9.50%	11.60%	0.82	10.10%	10.30%	0.98

注: a 年度复合收益率。

b Global Advisor Discretionary Program, 一种期货交易计划。

资料来源: "The Case for Commodities," *Global Advisor* (June 2003)。

Copyright Daniel B. Stark & Company.

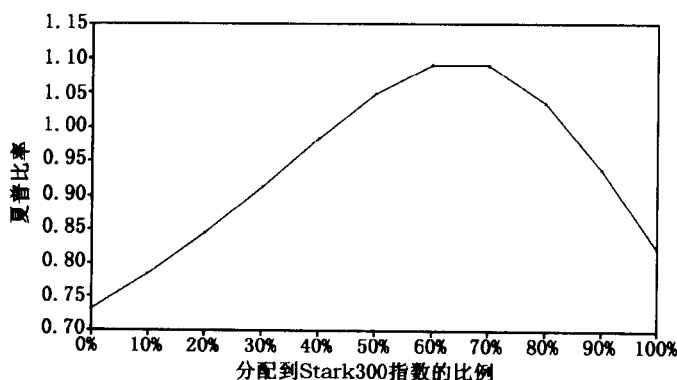
期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

图 15.8 说明了确认一项商品期货交易计划对现有的一组期货交易人员而言是否是一个分散项的另一种方法。图 15.8 显示, 单独的 Stark 分散型 CTA 指数的夏普比率大约是 0.72。如果 60% 进行 Stark 指数投资, 40% 用于某一具体的交易顾问的计划, 那么夏普比率会上升到 1.0, 尽管这一交易顾问计划单独的夏普比率低于 1.0。



注: a Global Advisors LP。纵轴是夏普比率, 横轴是分配到 Stark 指数的比例, 余额分配到 GALP 交易计划。

资料来源: “The Case for Commodities,” *Global Advisor* (June 2003), Chart 1. Copyright Daniel B. Stark & Company.

图 15.8 有效资产投资组合 GALP[®] 与 Stark 分散型 CTA 指数, 1999 年 9 月至 2003 年 3 月

对冲基金之基金的风险分散

同理, 如果期货交易计划要成为对冲基金之基金 (fund of hedge fund) 的一个分散项, 那么我们也必须验证新资产组合的夏普比率是否得到了提高。表 15.8 对此作出了说明。

表 15.8 对冲基金之基金的夏普比率随具体商品期货交易计划的
加入而变化的例证,1999 年 9 月至 2003 年 3 月

指 数	单一指数			加入 10%GA ^a 成分的指数		
	CARR ^b	Vol %	夏普比率	CARR	Vol %	夏普比率
模型基金的基金资产组合 ^c	7.80%	5.00%	1.56	8.50%	5.00%	1.7

注：a Global Advisor Discretionary Program, 一种期货交易计划。

b 年度复合收益率。

c 模型基金的基金资产组合按照以下权重构成了 Edhec Business School 指数：40%股票交易(long/short equity),10%可转债套利(Convertible Arbitrage),10%全球宏观基金投资(Global Macro),10%管理型期货,5%股票市场中性投资(equity market neutral),5%固定收益套利,5%危难证券投资(distress securities),5%新兴市场投资,5%并购套利(merger arbitrage),5%事件驱动投资(event driven)。

资料来源：“The Case for Commodities,”*Global Advisor*(June 2003)。

结 论

本章概括说明了创建商品期货交易计划时所要考虑的一些因素。商品经理需要意识到,交易策略可能显示出相互高度相关的时期,从而导致总体风险加倍。在资产组合中加入商品期货可能减少整个资产组合的风险。我们也证明了,为了使收益更具有竞争力,期货交易计划必须应用杠杆。为了能给投资者提供分散化的利益,商品经理必须产生与其他经理策略和传统投资充分不相关的收益流。

作者:Hilary Till 和 Joseph Eagleeye

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十六章 选择合适的 CTA：一个 或有要求权方法

作为一种投资工具，既包括作为单一的投资成分，也包括作为分散化资产组合中的一分子，管理型期货在过去 15 年获得了显著的增长。事实上，管理型期货为投资者提供了从其他投资工具难以获得的明显好处。不过，按照事前或者事后的根据来排列这些投资工具还是比较困难，因为管理型期货账户的风险和收益结构（或多或少）不同于普通的投资基准，其风险结构可能是不稳定的，因为 CTAs 可能个性化地改变基金的敞口风险。

在这一章，我们将根据或有要求权法（contingent claim approach）研究 CTAs 的事后业绩评级。在这个方法中，每个管理型期货基金的业绩分别与一一创造的基准资产进行比较，这些基准资产以特定更高阶矩来衡量具有相同的风险状况。基准资产由标准普尔 500 指数、期权和无风险资产构造（“复制”）而成。通过使用基准资产，我们估计了每个 CTA 产品的有效收益或亏损，并根据使用的矩数对这种效率度量进行了显著性分析。

引 言

由 CTAs 管理的商品基金属于现代另类投资类别。管理型商品基金(管理型期货)是公募的投资工具,其投资于广泛的金融和商品资产的期货和期权,并采用了许多的杠杆创造技术。

因为其非传统的投资策略,管理型期货账户给投资者带来了从其他投资产品处所无法获得的明显优势。与其他现代另类投资形式很大程度上类似的是,这些投资形式都提供了有别于传统投资的分散化优势和收益结构。

从这一背景来看,主要集中于 CTAs 和对冲基金的另类投资研究在迅速扩大。一个有趣的领域始终是对这些另类投资工具的业绩评估。由于它们可能提供高度非常规的、类似期权的收益结构,因此,其他工具使用的传统业绩评估方法具有很大的缺陷[例如,另类型交易会产生争议性的结果,特别是可能遇到赌博行为(gambling behavior)]。尽管在 CTA 业绩持续性上存在某些颇具争议的理论研究结果(Schneeweis 1996),然而 CTAs 和对冲基金的业绩还是一个非常重要的问题,因为投资者至少是部分地根据过去的业绩在进行评估。

本章通过或有要求权的效率测度回顾了一系列管理型期货基金的表现,这是一种基于矩的业绩评估方法。首先,以基于期权的交易策略与之比较,分析 CTAs 作为独立投资项目的效率。比较的基础是既定 CTA 资产的风险状况,此处,风险被定义为一套矩统计量(statistical moments)。之后,我们会比较不同的矩效率测度,以考察使用更完全的复制是否能在资金优势和精确度方面取得更好的结果。



基于矩的效率测度

分布业绩评估

评估诸如管理型基金之类的不透明或者处于不断调整中的资产组合的业绩是困难的,因为找到或者创造适合的基准资产不是件容易的事。在此,我们提出了一种方法,以合成创造的基准资产来评估 CTAs 基金的业绩。主要思想是,将(特别是那些具有非常规收益分布,类似管理型基金的)投资资产组合和人为复制的基准资产进行比较,这些复制资产的风险特征与初始投资的风险特征相似。

根据一些统计(或者其他类)风险量来比较资产组合的想法并不令人感到惊奇。从最基本的投资认识出发,投资者买入的是风险时间(risky time),亦即特定资产组合的收益由设定时期内所持有的风险资产所提供。本章所指的收益流的分布特征被称为风险特征(对某一特定持有期有效)。

收益的分布当然是任意的,不只是正态分布(正态分布是股票投资的常用假设)。再进一步说,某一特定资产组合的回报和收益分布形态受到可得投资机会的限制。因此,业绩测度意味着对单个资产组合收益的特定风险特征评估。

Dybvig 的回报分布定价模型 (payoff distribution pricing model)(1998a)提出了一种相关的观点。针对具有任意收益分布的资产,Dybvig 建立了一种定价框架。其基本思想是,在不考虑影响状态几率(state probabilities)因素的情况下,交易代理人寻求任一单期收益分布成本的最小化。对于任一收益分布具有最小成本的资产组合价格,他称之为分布定价(以区别于正态资产定价)。也就是说,经济代理人会直接对任何类型交易机会所产生的收益

分布进行比较。

这种方法忽略了资产组合的基础结构,认为基础结构与业绩比较无关。不过,由于投资者经常使用非现金投资产生的现金收益进行消费,因此,我们认为这种做法具有合理性。换句话说,一个资产组合是否包含股票或者对冲基金无关紧要,因为对业绩评估来说,只有持有期的投资收益分布是最重要的。在考虑了像投资壁垒和流动性不足等因素之后,这个方法也被证明是适用的。

基于或有要求权的业绩评估

具有创造和改变任意收益分布的可能是期权的重要特性之一,长期以来,这一点早已为业者所知和应用(Reback 1975)。Reback(1975)认为,衍生性资产能够改变任何资产组合的收益模式,以创造出任何合意的收益分布形态。因此,运用期权创造出在风险特征方面模拟其他组合的期权性组合是可能的。

由于期权性资产组合的收益形态能够任意构造,因此,它们可以作为一种普通的基准资产被使用。那么,期权性市场作为参照点(reference point)被使用表明,业绩评估的框架工作已经延伸到多重资产领域。这样做有利于将认识从传统的单一资产扩展为具有相互竞争关系的多重资产。此外,如果投资的基础结构并非举足轻重,那么,理论上,也可以用期权性市场来分析多重管理基金(multimanager fund)。

事实上,采用期权性基准资产组合来进行业绩评估本身并不具有新意。Dybvig(1998a, b)的研究也暗示,如果不考虑基础资产,选择性资产组合可以与其他类资产进行比较。Glosten 和 Jagannathan(1994)建议,运用期权再造或有要求权对共同基金业绩进行评估。与期权在很大程度上相似的动态策略也可以被用来创建任一特定的回报结构。近来,Amin 和 Kat(2001)提出了一种类似的方法来评估对冲基金收益,该方法采用了与基准指数正相关的路径独立(path-independent)的动态策略。不过,本章提出以期

51

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

权性组合作为基准目的的新意在于,减少复制资产组合风险时一部分高阶矩统计量的风险特征。

有效盈亏测度

本部分提出以所谓的复制组合来作为评价基准。复制组合是期权性的资产组合,通过期权、无风险资产合成为基准资产来再生既定资产的风险特征。

复制资产组合在既定风险形态下(某一特定资产所具有的风险)的预期收益被称为复制收益。在持有风险敞口稳定的情况下(以收益方差、偏度和很多高阶矩统计量来定义风险),如果投资者投资于期权性的市场,而不是投资于另外的特定组合,复制收益可以被解释为投资者可能获得的替代收益(alternative return)。

有效盈亏测度(或超额复制收益)只是被研究资产的预期收益与其合成基准资产收益之差。复制基准资产组合的预期收益被定义为复制收益。^[1]

与此同时,由于既定资产的复制收益体现了具有相同风险结构投资的最低可接受收益,因此,自然可以作为基准资产使用。也就是说,投资者总是拥有来自复制性期权性资产组合的收益替代。因此,其他相似风险结构投资的收益必须要超过复制收益。

有效盈亏测度(超额复制收益)采取下列形式:

$$ERR_p = E(r_p) - RR(r_p) \quad (16.1)$$

其中, $E(r_p)$ = 组合 p 的预期收益;

$RR(r_p)$ = 预期复制收益。

正或负的超额复制收益可以直接视为有效收益或者亏损。如

[1] 复制资产组合当然必须是一系列风险特征相同(基于矩)的复制资产中,能获得最大预期收益的复制资产。

果复制期权性收益高于任意一个 CTA 组合的预期收益,那么基础资产(underlying asset)提供了较差的业绩(相对于基准资产而言)。即,就风险特征相同的收益而言,期权性组合的可比投资提供的预期收益更高。基金持有人换一只不同的基金或许更好(当然,仅就作为单一投资项目而言)。超额复制收益提供了一种基于事后的简单测度方法以评估一个组合是否优于其他。

这种测度与 Ang 和 Chau(1979)提出的类 α 复合业绩比率(composite performance ratio)超额收益测度有很紧密的联系。这两种方法的重要区别是,在复制情况下,单独的组合并不一定要具有与基准资产相同的系统风险结构。如果两者都具有相同的收益分布形态,那么 Ang 和 Chau 的方法足以胜任。

复制资产组合的构建

如前所定义,以一些统计量(三阶或更高)而言,复制组合具有与被评估组合相同的风险结构。在评估过程中,把复制组合纳入业绩评估是基于这样的假设——作为基准资产,该组合可以模拟出基础资产的风险结构。

目前的复制框架可以称之为不完全的,因为只有一套简化的收益特征(矩统计量)被用来描述所有的收益分布,因而减少了收益分布的维度(return distribution's dimensionality)。

理解我们所说的“复制”非常重要,它既不是要按照完全相同的概率分布来创造相同的收益,也不是要创造出在任何一种可能情况下都具有相同收益的组合。

对单个复制组合的构建而言,我们用标准普尔 500 指数作为基础资产。基于指数收益独立且符合对数正态分布的假设前提(一种简化处理,非常利于我们使用或有要求权业绩评估法,不过,并非必不可少),考虑到只有看涨期权能确保资产收益不是线性决定的,我们对一定数量的 Black-Scholes 看涨期权进行定价。出于简化,我们假定持有期为一年。



下一步,我们使用 CTA 研究中的方差和高阶矩统计量,采用非线性系统来产生复制组合的收益。

这种方法提供了一种相对简单和显著的途径来计算单个的基准资产收益。这个想法对应于 Amin 和 Kat(2001)的方法。他们依托一个 500 个点的背景(500-pins-setting),提出了一个逐点优化的算法系统(point by point optimization algorithm)。也就是说,他们匹配了收益分布形态上的 500 个不同点,来计算对冲基金的有效盈亏。

产生复制组合权重 x_i 的最优算法系统可以有公式:

$$\text{Max}_x Z = \sum_i x_i E(r_i) \quad (16.2)$$

服从

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \sigma_0^2 \text{ 目标方差} \\ s^3 &= s_0^3 \text{ 目标偏度} \end{aligned} \quad (16.3)$$

资产组合权重的约束条件是

$$\sum_i x_i = 1$$

其中, $E(r_i)$ = 资产 i 的预期收益率;

σ_0^2 = 目标资产的方差;

s_0^3 = 目标资产的偏度。

等式(16.3)的约束条件可以扩展到包括 3 阶以上矩统计量。

使用的市场数据

我们使用来自 TradeView (www.tradeview.com) 公开的 CTA 数据进行检验。所选择的数据集包含 110 个 CTA 自 1998 年 1 月至 2002 年 12 月 5 年期间的月度收益历史。

“半事前”的年度离散收益(semi ex-ante annual discrete return)源自月度收益,产生于一种类似自助的方法(bootstrap-like

methodology),例如,从月度数据集中有放回地抽取 12 个样本,对每个基金重复 1 000 次。这种自助方法与 Ederington(1995)使用的技术一脉相承。

我们以标准普尔 500 指数月度收益序列作为基础资产,以 1 个月的伦敦银行间拆借美元利率(LIBOR)作为无风险利率。

结 果

收益非正态分布

我们利用 Jarque 和 Bera(1987)的检验方法(Greene 2000)对收益的非正态性进行了检验。分析样本,我们发现收益正态分布的原假设在 1%的显著性水平上,只有 14 例(观察值总数的 11%)不能被拒绝;在 5%的显著性水平上,只有 11 例(观察值总数的 8.7%)不能被拒绝。很明显,CTA 基金样本是显著的非正态。这突出了能够解释非正态收益之业绩测度的需要。

通过超额复制收益对组合的有效评级

超额复制收益(ERR)在很大程度上类似夏普比率,是一个风险调整后的复合业绩测度指标。之所以是风险调整后的收益,是因为超额复制收益(ERR)总是在既定风险水平下计算得到的。因此,风险调整是间接通过加法规则而不是乘法规则完成的。

再次说明,ERR 表现了某一资产的预期收益和与对等的复制性收益之间的差异。它被用来评估组合经理的增值能力——即有效盈亏。增值为负意味着投资者以期权的形式购买相同的风险结构,而不是指定的资产/CTA,可能实现更好的收益,反之亦然。

我们研究 CTA 样本的有效性。图 16.1 和图 16.2 概括了主要的分析结果。图 16.1 显示了 2 阶矩情况下(只有方差)的超额复



制收益,按照收益大小排列。很显然,就被研究的样本而言,CTA 提供了在很大程度上是无法在股票市场上获得的风险调整后的收益。这也就是说,有 80% 的 CTA 比基于标准普尔 500 指数复制的期权性资产组合(optioned portfolio)有更好的表现。

虽然如此,我们还是要考虑以下两方面因素。

1. 在研究期间,标准普尔的年收益是 5.6%,勉强高于估计的无风险收益(4.2%)。
2. 由于技术原因,我们没有考虑存活性偏误(survivorship bias),这个因素可能对整体收益产生巨大的影响。

图 16.2 则显示了 9 阶矩情况下的超额复制收益,但是与图 16.1 拥有相同的秩级。应该注意的是,2 阶矩方法即可以清楚地反映 CTA 的基本业绩特征;这表示复制收益的很大部分归因于自身的方差。然而通过更细致的观察,我们肯定也能够发现秩评定于两种情况之间的一些明显不一致之处。

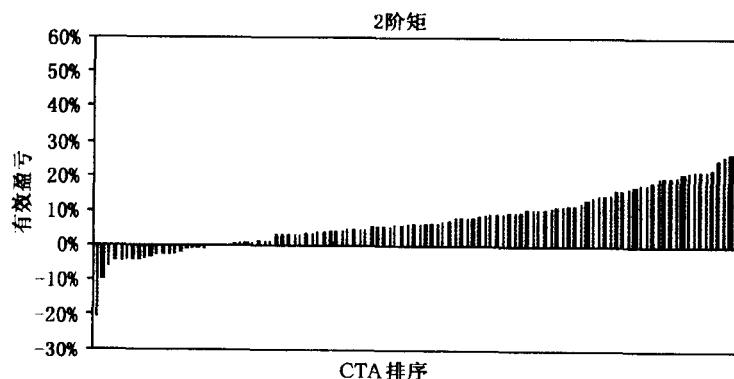


图 16.1 按照超额复制收益大小排序的 CTA 样本的有效盈亏测度

秩相关性统计

我们假设,更完整的 CTA 收益分布描述(使用高阶矩)可以获得更显著和准确的业绩测度。我们希望研究基于矩的复制量度法的所有属性,并借此以更低阶矩计算复制收益来发现对秩评定结

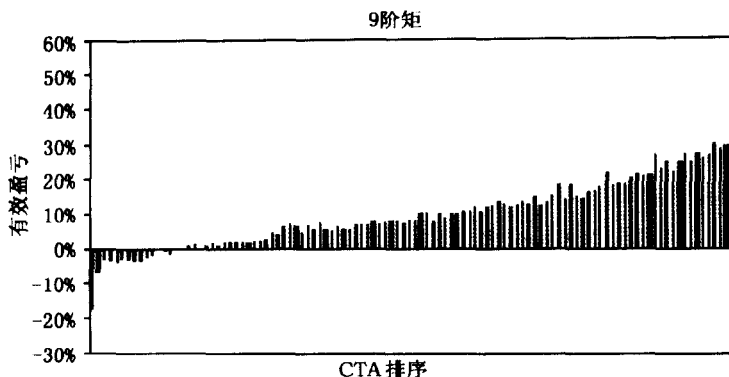


图 16.2 按照方差的秩排序的 CTA 样本的有效盈亏测度

果的影响。首先,使用最优化算法(optimization algorithm),我们得到了 8 个资产组合,M2~M9 分别表示了约束条件上的 2~9 阶矩。接着,我们复制每个资产组合的收益,并计算复制收益的夏普比率和 ERR 数值。然后,我们计算特定 ERR 数值和夏普比率之间的秩相关性(Spearman 秩相关性检验),这种相关性评价的是不同业绩评估方式下秩评定的密切度(closeness)。表 16.1 汇总了计算结果。可以看到的是,基于矩的量度数值属于一个有限区间,这说明,它们产生的秩评定非常接近;秩相关性总是高于 0.99。同时应该注意到的是,尽管夏普比率和基于矩的量度法之间的秩相关性很高,但仍低于基于矩的量度法自身之间的秩相关性。

表 16.1 不同业绩评估法之间简单的秩相关性

	夏普比率	ERR M2	ERR M3	ERR M4	ERR M5	ERR M6	ERR M7	ERR M8	ERR M9
夏普比率	1.000 0								
ERR M2	0.767 5	1.000 0							
ERR M3	0.766 9	0.999 9	1.000 0						
ERR M4	0.769 6	0.999 7	0.999 8	1.000 0					
ERR M5	0.759 5	0.998 1	0.998 4	0.998 5	1.000 0				
ERR M6	0.757 5	0.997 4	0.997 8	0.997 9	0.999 5	1.000 0			
ERR M7	0.749 7	0.995 2	0.995 6	0.995 6	0.996 4	0.996 6	1.000 0		
ERR M8	0.743 9	0.995 8	0.996 1	0.995 8	0.995 9	0.995 9	0.995 6	1.000 0	
ERR M9	0.728 8	0.993 5	0.993 9	0.993 5	0.993 0	0.992 8	0.992 7	0.995 8	1.000 0

下一步，我们在略有差异的情况下重复上述分析，我们将重复抽取更小的样本，评出最可能好的 CTA，比较出现相同结果的比例。结果并不令人意外，我们抽取 10 家 CTA 作为样本，抽取了 1 000 次，结果，基于矩的复制量度法产生了非常相似的结论，如表 16.2 所示。

表 16.2 不同业绩评估法得出相同结论的比例(10 个样本,1 000 次)

	夏普比率	ERR M2	ERR M3	ERR M4	ERR M5	ERR M6	ERR M7	ERR M8	ERR M9
夏普比率	1								
ERR M2	0.353	1							
ERR M3	0.394	1.000	1						
ERR M4	0.409	0.998	1.000	1					
ERR M5	0.354	0.922	0.963	0.943	1				
ERR M6	0.362	0.941	0.948	0.949	0.994	1			
ERR M7	0.374	0.861	0.903	0.902	0.896	0.919	1		
ERR M8	0.336	0.920	0.917	0.937	0.903	0.949	0.937	1	
ERR M9	0.326	0.871	0.918	0.928	0.918	0.931	0.899	0.945	1

矩的阶数

因此，不同的基于矩的复制量度法产生了非常相似的结果。那么最重要的问题在于，采用多少阶矩(例如采用 9 阶矩)可足够创造准基准资产(quasi-benchmark)?

为了尝试解答这个问题，我们计算每个高阶矩对复制收益产生的绝对和相对贡献。也就是说，我们想要了解，随着矩阶的增加，绝对和相对贡献(例如，两个对应的矩复制收益的绝对差值除以复制收益)是否会减少。

不幸的是，如表 16.3 所示，实际情况并非如此。有些令人吃惊的是，7、8、9 阶矩相对超过 10%的复制收益都有平均相对贡献。这个事实表明，采用低阶矩固然提供了良好的秩评定，但并不必然产生很接近的复制收益绝对值。

非正态情况下则有所不同，在支持仅仅采用方差来计算复制

收益方面,我们只发现了微弱的证据。

表 16.3 更高阶矩对复制收益的贡献

	3 阶矩	4 阶矩	5 阶矩	6 阶矩
绝对贡献	-0.062%	-0.032%	-0.261%	-0.069%
相对贡献	-1.540%	-0.730%	-5.974%	-1.348%
	7 阶矩	8 阶矩	9 阶矩	
绝对贡献	-0.602%	-0.477%	-0.422%	
相对贡献	-15.530%	-11.985%	-13.001%	

结 论

根据 CTA 管理型基金样本,我们研究了基于矩的复制量度法的秩评定属性。

概括而言,我们发现,(忽略任何可能的存活性偏误)使用这些方法,被研究的大部分基金表现优于标准普尔 500 指数。我们同时发现,基于矩的复制法对有效盈亏的测度结果非常接近于这些方法彼此之间的秩相关性。此外,夏普比率与矩有效评估法所产生的结果具有很高的秩相关性的同时,得出同一结果的比率则较低。

然而,我们还发现,更高阶矩可以给复制收益产生高的绝对和相对贡献。这个事实表明,虽然复制测度方法可能对具有非正态分布收益的资产排名非常有用,但是复制收益的大小的变化对复制时所采用的矩阶变动并不敏感。特别要强调的是,如果只采用较低的矩阶(如方差),矩阶对复制收益的重要影响可以被忽略。因此,进一步研究需要评价基于 2 阶(或 3 阶)矩的真实复制收益的近似值的有用性。

作者: Zsolt Berenyi

5
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十七章 CTA 与资产组合 分散化：时间 性研究

标准的均值/方差框架和有效前沿概念是评估诸如 CTA 之类的对冲基金策略对资产组合增值效应的方法之一。不过，即使它提供了有意义的结果，也仍然只是一种二维分析框架，只是对 CTA 行业作出的一种静态分析。时期内的相关性或者波动性被忽略。为了使用更动态的方法，本章采用一种三维分析框架，以时间作为第三个变量。我们用这种方法对过去十年期间 CTA 在组合背景下的风险分散化能力的变迁进行了评价。

引 言

商品交易顾问(CTA)是专业的资金管理者。他们使用全世界商品和货币的衍生工具(期货、远期交易和期权)来管理委托人的资产。作为另类投资领域的一个资产类别，他们被归为“管理型期

货”。CTA 的策略范围包括系统化模式及机动抉择模式,前者被认为是最普遍的。大多数时候,CTA 被认为是趋势追随者。

虽然 CTA 已经存在相当长时间,但是少有关于他们的公开研究。通常出现在公开场合的“CTA”这个词大多时候偏离了主流议题。通常情况下,CTAs 因为和对冲基金的联系而被提及。从实践者的角度,可以得出同样的结论。虽然,大多数金融交易者都非常熟悉 CTAs(事实上,CTAs 被认为和任何资产家族具有低/负相关性,包括与对冲基金),但是大多时候,市场所了解的 CTAs 也就仅限于这个有趣的性质。

基于这些发现,进行一项仅专门致力于 CTA 行业的研究是非常有趣的事,研究的主要目的是界定 CTA 行业对资产配置的增值性。我们会考虑不同的统计和资产组合框架(二维或者三维)。每一种框架都会带来新的信息,同时有助于我们了解管理期货领域。请注意,三维框架被用于资产组合配置绝对是这一研究领域的“前沿性”之处。

本章分为三个部分。第一部分对 CTAs 和其他类别的资产作比较。计算两种价值:简单统计(CTA 行业的静态分析)和滚动统计(动态方法,考虑到时间变迁的影响)。第二部分主要阐述组合优化和有效前沿,目的是为了评估 CTAs 的分散化能力。与第一部分类似,在第三部分中,CTAs 分别从静态和动态角度被考虑。动态角度使用三维描述考虑了时间变迁。

CTAs

CTAs 的量化表述

对任何金融资产而言,我们可以通过一些提供商编纂的指数来从整体评估 CTAs。理论上,这些指数在波动率和业绩表现方面

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

应该彼此匹配,因为它们都是根据相同的原始域(original universe)编制的(它们被认为代表了同一个行业)。实际上,这种情况极少发生。指数通过不同的方法来编制[每种方法都定义了其再平衡时间(rebalance date),指数成分的挑选和存活性偏差等],甚至更重要的是,数据来源也不同。大多数时候,指数之间存在明显的模式差异。

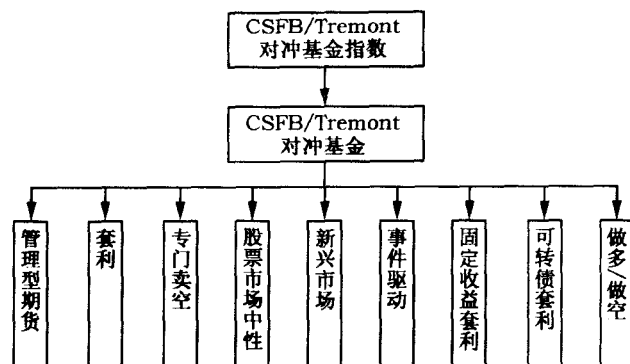
就 CTAs 而言,有两个主要的指数提供商:CSFB/Tremont 和巴克莱集团。分析这两个指数是非常有趣的事^[1](见图 17.1),因为他们都可以追溯到 1993 年 12 月,我们的历史数据库是从 1993 年 12 月到 2002 年 12 月,包含了 109 个月度指数水平。根据该数据库,我们很容易从中抽取一些数据。如图 17.2 所示,这些数据提供了 CTAs 业绩评估的第一步。

很明显,巴克莱 CTA 指数和管理型期货指数在年度收益率上非常相似(分别为 6.44%和 6.26%)。不过,它们的波动率差异很大:年度标准差分别是 8.39%和 11.94%(管理型期货指数优于 CTA 指数 40%)。CSFB/Tremont 所显示的行业风险(更高的波动率)高于巴克莱集团。

在风险/收益框架下,与其他对冲基金投资策略(例如全球宏观基金)相比,甚至与一些传统的股票类别(equity group)[例如房地产投资信托(REIT)股票]相比,CTAs 没有产生特别优越的风险/收益。

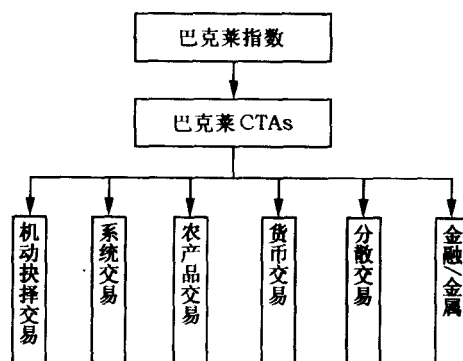
事实上,只有两个对冲基金族的收益低于 CTAs:专门卖空(dedicated short bias)和新兴市场。这样的结论并不令人吃惊,它们表现平平源于其投资风格,以及由此产生的与市场之间的联系。就专门卖空(dedicated short bias)而言,这种策略在强劲的电话/信息技术(IT)牛市期间损失了大部分权益。而新兴市场基金则集

[1] 当然,对比的目的不是为了进行指数质量检验。如前所述,指数的编制方式和数据域选择流程是不同的,因此,发现一些指数间的差异是理所当然的。



注:CSFB/Tremont 对冲基金指数是按资产权重计算的。CSFB/Tremont 使用的是 TASS 数据库。CSFB/Tremont 指数系列只包括最少管理 1 000 万美元、当期财务报表经过审计的基金。基金按照投资风格被分为子类别。其中,管理型期货代表了 CTAs 领域。除非基金被清偿,或者不再满足财务报告的要求,否则,基金不能从指数里剔除。指数每月计算,基金每季筛选更新。

(a)



注:巴克莱 CTA 指数不是按照权重计算的,而是在每年年初进行再平衡。为了能够被纳入 CTA 指数,一个交易顾问需要具有 4 年的交易业绩历史,这个限制降低了交易顾问的高换手率和短期业绩记录的人为性。

基于组合的成分和交易风格,巴克莱 CTA 指数也包括了 6 个不同的管理型期货计划子指数。

任一管理型计划在纳入任一子指数之前,至少要有 12 个完整月度的业绩记录,而不是业绩摘要(extracted performance)。

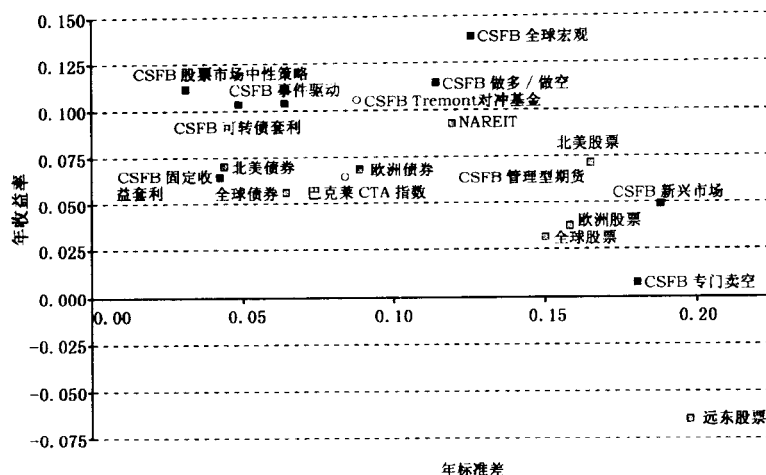
(b)

图 17.1 CSFB/Tremont CTA 指数与巴克莱指数

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures



	年收益率	年标准差	最小值	最大值
全球债券	0.058 1	0.062 8	-0.035 4	0.058 5
北美债券	0.070 3	0.044 1	-0.024 9	0.038 4
欧洲债券	0.068 2	0.088 7	-0.050 0	0.084 9
全球股票	0.031 4	0.150 3	-0.144 5	0.085 3
北美股票	0.071 5	0.165 2	-0.154 8	0.093 8
欧洲股票	0.038 4	0.158 6	0.003 7	0.003 3
远东股票	-0.064 9	0.198 0	-0.129 5	0.167 6
NAREIT	0.092 6	0.119 7	0.007 5	0.007 6
CSFB Tremont 对冲基金	0.105 4	0.088 2	0.009 6	0.009 7
可转债套利	0.101 3	0.048 8	0.009 0	0.009 0
专门卖空	0.007 9	0.180 5	-0.001 0	-0.000 9
新兴市场	0.048 9	0.188 5	0.004 7	0.004 2
股票市场中性策略	0.109 5	0.031 6	0.009 2	0.009 4
事件驱动	0.103 8	0.064 3	0.008 7	0.008 7
固定收益套利	0.066 1	0.041 6	0.005 9	0.006 0
全球宏观	0.139 6	0.126 0	0.012 5	0.012 7
做多/做空	0.114 9	0.113 9	0.010 5	0.010 5
管理型期货	0.062 6	0.119 4	0.004 5	0.004 6
巴克莱 CTA 指数	0.064 4	0.083 9	0.005 5	0.005 7

注：所有计算基于 1993 年 12 月至 2002 年 12 月的月度数据。

资料来源：Morgan Stanley Capital International(MSCI 股票和债券指数)，NAREIT(REIT 指数)，CSFB/Tremont(对冲基金指数，包括管理型期货指数)和巴克莱集团(CTA 指数)。

图 17.2 CTA 业绩评估统计

中于风险业务,因为它们投资于新兴国家的公司的债券、股票和商业信用,它们的交易严重缺乏透明度,而且涉及经济、政治和社会的许多不确定性因素。(俄罗斯债券违约就是一个极端的范例。)

与前述两类对冲基金策略相比,CTAs 表现相对较差的原因很大部分是因为其业务的特性。期货基金经理集中于一些高波动性和高投机性的市场,这降低了他们的实物投资机会。CTAs 并没有真正利用好市场全球化程度的提高(相对其他对冲基金族而言)。此外,CTAs 大多是趋势追随者,这意味着,他们滞后于市场做多或者做空。在最好的情况下,这种滞后会减少他们的收益;而在最坏的情况下,这种滞后会带来严重的亏损。基金经理必然会大量应用杠杆来增加收益,但是杠杆的应用不能弥补分散化和重大风险承载的缺失。

不考虑这些负面的问题,投资者认为 CTAs 是一种有意义的投资工具,因为从历史看,他们与其他金融资产具有低/负相关性。这种特征是其交易行为的逻辑结果(CTAs 并没有投资于标准资产,而是投资于期货,这种产品并不为其他对冲基金经理所频繁使用),在表 17.1 中被明确证明。CTAs 提供了与标准资产(股票和债券)和对冲基金策略的低相关性。当然,因为指数编制方法的不同,所以产生的结果也是不同的。就 CTA 指数而言,相关性的值域在 $-0.207 \sim 0.376$ 之间;就管理型期货指数而言,相关性的值域在 $-0.283 \sim 0.339$ 之间。管理型期货指数与 CTAs 指数之间在编制方法和数据源方面的差异通过两个指数的相关程度得到评估。相关值为 0.805(对代表同一类行业的两个产品而言,这是一个较低的结果。)

CTAs 的时间性

即使这些发现是有意义的,并且也有助于定义 CTAs 与其他资产相关的行为,但它们只是提供了对该投资策略的静态认识,未能发现收益、波动性和相关性的短暂变化。时间变量被简单地忽



表 17.1

CTAs 与标准资产和对冲基金策略的相关性

	巴克莱 CTA 指数	巴克莱 CTA 指数	期货	CSFB Tremont 对冲基金	可转换套利	专门卖空	新兴市场	股票市场中性策略	事件驱动	固定收益套利	全球宏观	做多/做空
巴克莱 CTA 指数	1											
管理型期货	0.805	1										
CSFB Tremont 对冲基金	0.219	0.073	1									
可转换套利	-0.100	-0.283	0.408	1								
专门卖空	0.213	0.295	-0.471	-0.224	1							
新兴市场	-0.120	-0.164	0.647	0.349	-0.568	1						
股票市场中性策略	0.218	0.158	0.335	0.324	-0.391	0.236	1					
事件驱动	-0.156	-0.269	0.657	0.598	-0.609	0.699	0.391	1				
固定收益套利	0.041	-0.120	0.453	0.546	-0.063	0.299	0.091	0.381	1			
全球宏观	0.376	0.239	0.861	0.300	-0.113	0.405	0.207	0.365	0.662	1		
做多/做空	-0.018	-0.093	0.781	0.267	-0.738	0.591	0.353	0.463	0.205	0.422	1	

欧洲债券	1											
北美债券	0.394	1										
欧洲股票	0.054	-0.117	1									
北美股票	-0.189	-0.037	0.781	1								
远东股票	0.014	-0.109	0.514	0.521	1							
NAREIT	0.035	0.005	0.286	0.292	0.089	1						
巴克莱 CTA 指数	0.170	0.366	-0.207	-0.193	-0.094	-0.047	1					
管理型期货	0.310	0.339	-0.197	-0.269	-0.035	-0.093	0.805	1				

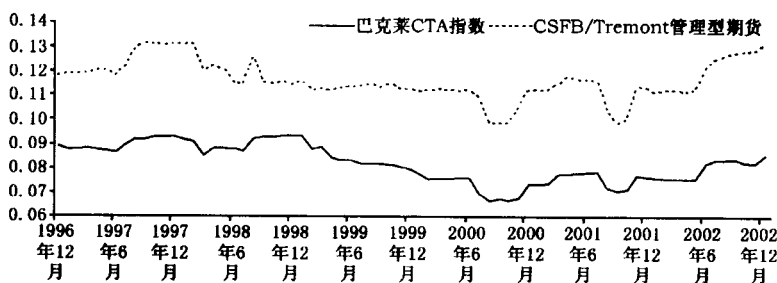
注:所有计算基于 1993 年 12 月至 2002 年 12 月的月度数据。

资料来源: Morgan Stanley Capital International(MSCI 股票和债券指数), NAREIT(REIT 指数), CSFB/Tremont(对冲基金指数,包括管理型期货)和巴克莱集团(CTA 指数)。

略了。

使用滚动窗口的动态方法因此获得认可。这种技术使用移动的子样本来计算统计量。从实际操作的角度,子样本长度(或滚动窗口)的选择是非常敏感的一步。采用大的窗口会在增加经济计量显著性的同时限制统计量和平滑结果。小的窗口则会产生相反的影响。基于 1993 年 12 月到 2002 年 12 月的数据库,36 个月的时间段是一种折中的选择。这样,将产生 73 套统计数据(开始于 1996 年 12 月)。

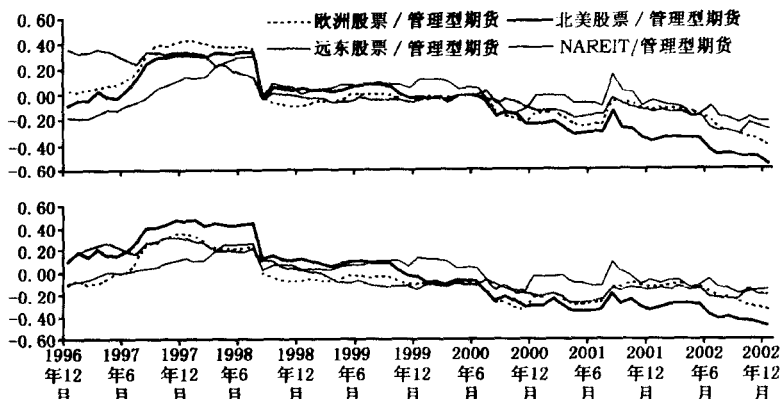
出于以下两个原因,时间方法会对 CTAs 的标准差产生有趣的影响(见图 17.3)。首先,它强调了波动率在时间上的强烈非稳定性,这是前面的统计不能得到的(见图 17.2)。其次,尽管一种指数的价值区间不同于另一指数(CTAs 指数标准差的区间是 0.067~0.092,管理型期货指数区间是 0.099~0.131),不过,让人欣慰的是,趋势是相似的(两种指数代表的是同一领域)。值得注意的是,管理型期货的标准差比 CTAs 的标准差更大。这确认了前述统计的观察结果。



注:标准差是年率,按照 36 个月滚动窗口计算。数据跨度自 1993 年 12 月至 2002 年 12 月,标准差第一次估值是 1996 年 12 月。

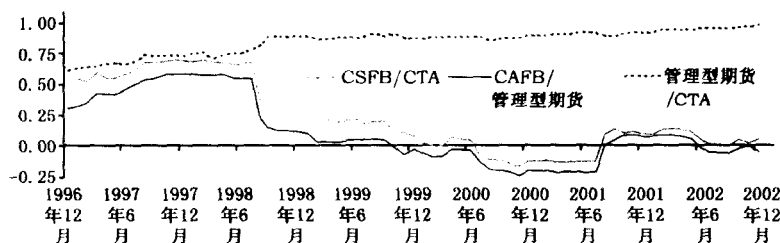
图 17.3 CTA 标准差的变化

另一个有趣的应用是滚动数据的相关性。基于 36 个月的时间窗口,与估计标准差一样来估计相关性,主要结果见图 17.4 和图 17.5。



注:该相关性是基于 36 个月滚动数据进行计算的。数据跨度是 1993 年 12 月~2002 年 12 月。第一次相关性估计是 1996 年 12 月。

图 17.4 CTA 与股票指数的相关性



注:该相关性是基于 36 个月滚动数据进行计算的。数据跨度是 1993 年 12 月至 2002 年 12 月。第一次相关性估计是 1996 年 12 月。

图 17.5 两种 CTA 指数的相关性,以及分别与 CTA/Tremont 对冲基金指数的相关性

图 17.4 表明了 CTAs 和一些股票指数的相关性变化。类似于标准差,相关性具有时变性,两个指数具有相同的趋势。相关性在 1998 年夏季大幅下跌,之后开始缩减。2002 年 12 月,CTAs 与股票负相关。对 CTAs 而言,价值区间从 -0.59(North Americas/CTAs)到 -0.21(REIT/CTAs)。这种负的相关性表明,当股票收益为负的时候,CTAs 提供了正的收益,这是一个很吸引人的特征。

进一步概括来看,图 17.4 显示的整个时间段内,CTAs 的表现

是,在牛市里,与市场正相关或呈现中性;在熊市里,与市场负相关。

图 17.5 显示了两种 CTAs 指数之间的相关性,以及它们分别与 Credit Suisse First Boston FBCS/Tremont Hedge Fund Index 的相关性。这两种 CTAs 指数与对冲基金的收益结构是一致的,但是相关性则随时间而波动(就标准差而言)。在所观察的这段时间里,管理型期货指数与对冲基金行业的相关性是越来越弱的。2002 年 12 月(根据过去 36 个月的指数值),这种相关性为零。鉴于这样的结果,CTAs 也有望成为对冲基金的一种分散化来源。

请注意,1997 年初到 2002 年 12 月,两种 CTAs 指数之间的相关性区间从 1997 年初的 0.6 上升到 2002 年 12 月的近乎于 1。这种收敛与前期观察到的两种指数的标准差和相关性的一般变化趋势是一致的。这反映出,不同指数提供商在指数编制方面存在相似性。(目前用以计算指数的数据无疑比 6~8 年前更透明,也更容易获得。)

CTAs 和资产组合优化

我们的研究支持 CTAs 无疑是又一种资产组合分散来源的观点。这个观点并不时新,事实上,这正是市场交易者对 CTAs 的主要看法。不过,出于某些原因,不是每个人都必然相信这样一种情况,因此,我们现在通过一个简化的资产组合最优化框架来证明这个假设。框架有如下三个步骤:

1. 创建不同的资产池,包括不含 CTAs 的资产池;
2. 建立每个资产池的有效前沿;
3. 比较包含 CTAs 的有效前沿和不包含 CTAs 的有效前沿,从风险/收益的角度说明这种对冲基金策略能否为资产组合增值。

让我们回忆一下,在风险/收益框架下,有效前沿代表了所有



风险和收益的结合体,该结合体对某种给定收益而言,其风险是最小的(或者是对某种给定的风险而言,其收益是最大的)。每个最小(最大)值通过最优化的资产配置实现。通过资产权重最优化来构建有效前沿的过程可界定如下:对所有可能的目标组合收益而言,找到诸如组合波动率最小的资产组合权重(例如资产的配置),同时,考虑这些约束条件:没有卖空交易,全额保证金投资(没有杠杆),权重限制。

很明显,最终的有效前沿取决于收益、波动性和所考虑资产之间的相关性,但同时也取决于组合经理所设置的一些约束条件(最大和最小权重限制、不进行卖空、全额保证金投资)。

本章所使用的资产仅为指数。在进行资产组合最优化的时候,考虑指数具有一定的优势,因为它们对市场的覆盖面足够大,可以包含大部分相关资产类别,同时还可以避免资产池成分过多。当然,它们必须按照彼此之间没有重叠的方式来选择。实际中,被选择出来的资产或者是标准指数(股票和债券),或者是另类投资指数(对冲基金):

- 债券指数:MSCI 北美指数,MSCI 欧洲指数。
- 股票指数:MSCI 北美指数,MSCI 欧洲指数,MSCI 远东指数,不动产投资信托国家协会(NAREIT)指数。
- 对冲基金指数:CSFB/Tremont 及其 9 个分项指数——可转债套利(convertible arbitrage)、专门卖空(dedicated short bias)、新兴市场(emerging market)、股票市场中性策略(equity market neutral)、事件驱动(event driven)、固定收益套利(fixed income arbitrage)、全球宏观(global macro)、做多/做空(long/short)、管理型期货(managed futures)。
- 两个易获得的 CTAs 指数。为避免数据重叠,进行资产组合最优化时仅考虑 CSFB/Tremont 的管理型期货指数。

基于 108 个月度数据(1993 年 12 月至 2002 年 12 月),我们建立了四个指数池(见图 17.6)。第一个仅包含传统资产(股票和债

券)。第二个与第一个相同,只是多了 CTAs。第三个包含了传统资产和除了 CTAs 的所有对冲基金策略。第四个包含传统资产和包括 CTAs 的对冲基金策略。在指数池中是否考虑 CTAs 将影响所产生的有效前沿,显示出 CTAs 具有的分散化能力。

	欧洲 债券	欧洲 股票	北美 债券	北美 股票	远东 股票	REIT 股票	管理 型期货	可 转债	套 利	专 门 做 空	新 兴 市 场	股 票 市 场 中 性 策 略	事 件 驱 动	固 定 收 益 套 利	做 多 / 做 空
资产池 I	X	X	X	X	X	X									
资产池 II	X	X	X	X	X	X	X								
资产池 III	X	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	X	X	X
资产池 IV	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X

注:每个指数池包括以下资产:股票指数(MSCI),债券指数(MSCI),
REIT 指数(NAREIT),不同的对冲基金策略(CSFB/Tremont)和 CTA 指
数(巴克莱集团)。

图 17.6 四个指数池

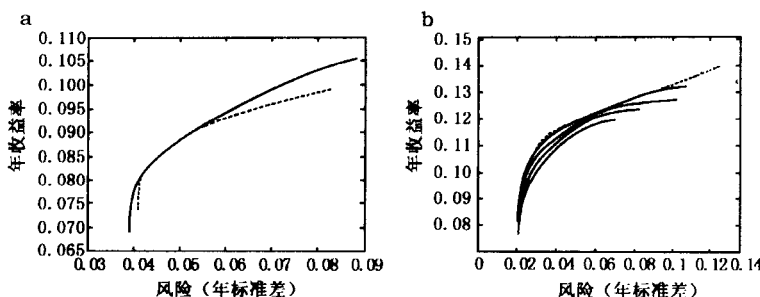
就资产组合最优化而言,我们使用两种分析框架:传统的二维风险—收益框架和三维框架(一个风险/收益/时间框架;通过滚动统计量引入时间分析)。三维分析将捕捉时间变化,这在资产配置研究中很少出现。

资产组合最优化和约束条件

在具体说明 CTAs 之前,重要的一步是对资产组合最优化和约束条件进行简要的提示性说明。如前所述,有效前沿的形状严重依赖于资产组合最优化时所选用的初始权重。“最佳”的有效前沿一般是在没有权重限制的情况下构建的(图 17.7a 和图 17.7b)。不过,无约束的有效前沿无法代表真实的投资条件。大多数时间里,“自由”的最优化所配置出的是不切实际的资产权重。在很多时候,这些资产权重或不适合投资者面临的法规限制,或不适合其



面临的风险结构(见图 17.8)。



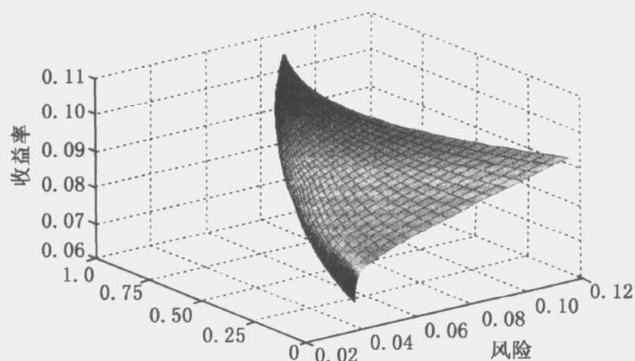
注:根据资产池 II 建立了两个有效前沿(图 17.8a)。两种最优化都假定全额保证金投资和没有卖空。第一个有效前沿(实线)在没有权重约束下产生,而第二个(虚线)在有权重约束下产生(每种资产的配置比例不超过 50%)。如果权重增加(约束放松),那么有约束的有效前沿会相似于无约束的有效前沿(图 17.8b,虚线)。根据资产池 IV 建立了四个有效前沿(实线)(全额保证金投资和没有卖空)。

图 17.7 有效前沿和资产配置约束

CTAs 资产组合最优化,全部数据

本节确认了对 CTAs 的一般认识属实——CTAs 是一种很有吸引力的投资工具,对资产组合具有分散化功效。从统计的角度,我们已经发现,CTAs 对资产组合增值的可能性很大。不过,CTAs 是否对所有类型的资产组合都能起到真正的增值作用呢?或者说,只有在一定的资产配置环境下才会具有这种功效?我们构建了不同资产篮子和约束条件下的有效前沿来回答这个问题。

调整包含在资产组合中的资产和约束条件可以突显 CTAs 的一些有趣特征。在一个传统的资产域(asset universe)中(没有对冲基金),CTAs 确实能够使保守性资产增值(CTAs 能够明显地增加低风险资产组合的收益)。但是,当涉及更高风险的资产组合时(见图 17.9 和图 17.10a),这种收益增进作用会迅速地减弱,变得无效。CTAs 在有约束和无约束条件下都被证明具有收益增进功



注:根据资产池 II 建立有效平面。不允许使用杠杆,组合全额保证金投资。对每个有效前沿而言,相同资产(北美指数)在资产组合中的固定权重逐渐调高。权重变化的区间是 0(无约束)到 100%(单一资产的组合)。随着约束权重的提高,有效平面缩减,并趋向为单一风险/收益的结合体(100%投资于一种单一资产)。

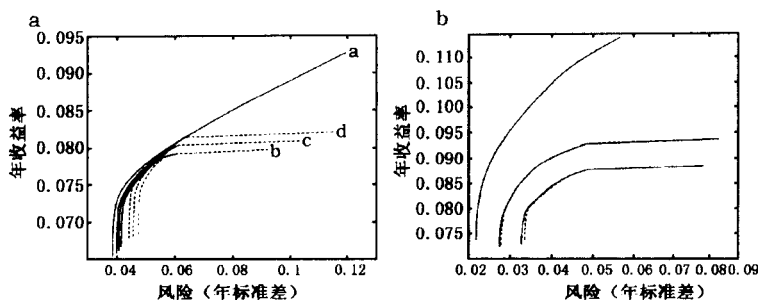
图 17.8 有效平面上的权重约束结果

能。在一个恒定的资产域中,CTAs 的初始权重越低,可以预期其增值效应就越重要(在诸如对冲基金之类的资产中,其效应会迅速到顶)。

最后,对混合了传统资产和另类资产的组合而言,CTAs 也具有增值作用,但在组合最优化过程受到限制时例外(见图 17.9 和图 17.10b)。此时的增值效应大大小于利用标准指数构建有效前沿的时刻。很明显,从自由配置资产的角度出发,CTAs 无法与其他对冲基金策略相媲美。再次强调,这个结论是符合预期的。事实上,即使 CTAs 与对冲基金的相关性很低,他们的收益也并非特别具有吸引力。相关性只是资产组合最优化要考虑的因素之一。权重限制、收益率和波动率(标准差)肯定都会影响最优组合之最优化重量的定义。

我们集中分析一个最优化资产组合的例子(见图 17.10a 和图 17.10b)。资产池 IV(15 种成分)面对以下假设:没有约束,全额保

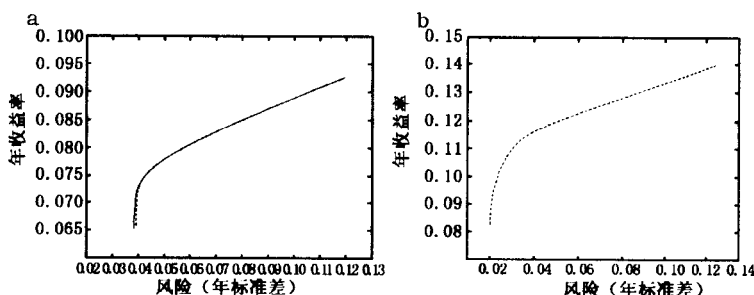




注：在图 17.9a 中，四个有效前沿按照不同的初始权重〔没有约束，线 a)，每种资产的最大权重是 0.4（线 b）、0.45（线 c）、0.5（线 d）〕来建立。考虑资产池 I〔实线，标准资产，不包含 CTAs（虚线）〕和资产池 II 所包含的资产〔标准资产，包含 CTAs（虚线）〕。最优化假定全额保证金投资，且没有卖空。在较低的限制水平下，引入 CTAs 会很明显地改善风险厌恶型投资者的业绩。

类似的结果还可以在资产池 III/IV（标准资产和另类资产，包含/不包含 CTAs）所产生的三个有效前沿的两个上得到。所观察到的业绩改善程度小于从图 17.9a 中观察到的状况。CTAs 没有包含在无约束的资产组合中（单条实线）。

图 17.9 CTA 组合最优化的比较



注：图 17.10a 显示了基于资产池 I（不包含 CTAs，虚线）和资产池 II（包含 CTAs，实线）所构建的两个无约束的有效前沿。管理型期货增加了低风险组合的分散程度。在无约束环境下，为含有标准资产（股票和债券）和另类工具（对冲基金）的资产池引入 CTAs 是无效的（图 17.10b）。

图 17.10 无约束 CTA 资产组合最优化的比较

证金投资和不能卖空。最优化对象可包括具有最佳风险/收益的资产。全球宏观或者 REIT 股票的对冲基金策略可以立即获选,但 CTAs 则不能。CTAs 没有被包括在任何的有效资产组合当中。施加了权重约束的资产配置大为不同:最佳的风险/收益迅速被限制,最优化过程考虑了诸如 CTAs 等其他资产。

请注意,在现实中,资产配置是有权重限制的,没有投资者会冒险仅投资一种单一资产族(缺乏分散化)。此外,多数时候,投资者会面临一些禁止过高权重的法规。正如面对约束条件时的分析所说,CTAs 能够提高组合的分散度(尤其是初始资产由标准资产构成时),这种策略值得被考虑。这证明了早期的讨论结果和投资者关于 CTAs 可以作为分散性工具的看法。

CTAs 的资产组合最优化,滚动窗口

因为之前的有效前沿使用的是所有样本数据,因此,其结果对 CTAs 的分散化功能作出了有趣的静态说明。然而,时间被忽略了。从 1993 年 12 月到 2002 年 12 月,很多经济、金融,甚至政治因素都在冲击着市场,影响着 CTAs 行业。因此,在有效前沿研究中引入时间因素应该能提供更有趣的结果。

实际中,简单地通过资产组合最优化与滚动窗口技术相结合而将时间纳入有效前沿构建。计算每个滚动窗口(历史数据的子样本)的有效前沿,每个有效前沿都反映了子样本的配置结构。

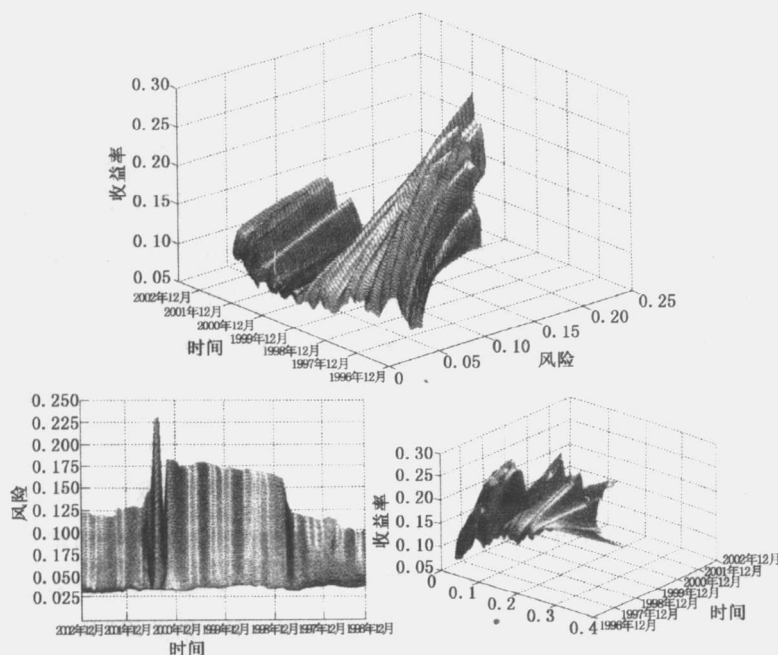
因为这种方式考虑了三个变量,那么最清楚呈现这种结果的方式是建立三维分析框架,坐标轴分别表示风险、收益和时间。最终得到的平面基于一系列有效前沿而获得,可以被认为是三维有效平面。实际中,该平面的建造方式如下:

- 选择 36 个月的数据区间,从 1993 年 12 月开始。
- 计算该数据区间的组合统计量。
- 构建有效前沿。
- 移到下一个月,重复上述步骤。



■ 重复以上步骤,直至2002年12月为止。

图 17.11 所呈现的有效平面是随时间变化的基于资产池 II 的约束最优化组合。该平面是不稳定的;我们可以看到明显的数值跳跃和一些长度上的残酷缩减。但是,这种不稳定性具有逻辑上的原因。因为构建每个有效前沿的数据(滚动统计数据)随时间在发生明显的变化,所以产生的有效平面也是如此。这种不稳定性表明,每个月可得到的有效资产组合是不一样的,他们会月复一月地发生变化。一些风险/收益结合点是不可能达到的(结合点在任何配置权重下都不可得^[1]),或者不再有效。新的结合关系可能出现。



注:该有效平面基于资产池 II 构建,权重限制是 30%。有效平面通过对一系列的有效前沿(按月度计算,始于 1996 年 12 月)作插值法处理而得到。有效平面突出了有效资产组合在时间上的不稳定性。

图 17.11 有效平面

[1] 滚动期间,资产组合的构建规则保持不变,否则会对结果产生很大的影响,例如杠杆的引入。

比如,在1997年和1998年,市场不存在高的风险/收益资产组合,1999~2001年,高风险资产组合机会出现,但是2002年12月,我们也不可能再投资这类资产组合(换句话说,2002年12月,没有配置权重能够创造出高的风险/收益资产组合)。

除了有效前沿的不稳定性外,我们还发现了一个非常有趣的现象,基于资产池II产生的风险最小的资产组合保持着相对稳定性(不过收益在波动)。

有效平面的概念和三维图示(表现影像)非常有意义。它展示了时间变化对组合构建的重要性。同时,对组合经理,它明确强调了进行动态资产配置的重要性。

不过,还有另外一种方法来观察有效前沿,提炼其中的信息。有两个可比的有效平面:一个包含基于CTAs的资产池,另一个基于不包含CTAs的类似资产池。这种方法判断CTAs对组合增值的时间段,同时还量化了超额收益。这种比较很容易实现,因为有效前沿是基于同一框架建立的。请注意,在创建有效平面时使用了插值法(interpolation)。因此,充分精细地分割标准差区间非常重要。

相比图17.11,经过插值法处理的图17.12的最终有效平面看起来更直接,也更清晰。当CTAs对包含其在内的组合没有增值性时,有效平面(一个“分散化平面”)是扁平的;当CTAs对包含其在内的组合产生负面影响时(就风险/收益而言),有效平面小于零;^[1]当CTAs对包含其在内的组合具有增值性时,有效平面则是正值形状。有效平面本身的形状取决于所增加收益的大小。通过图17.12的分散化平面图示,我们可以看到一种“非常规”的立体图形(“abnormal”relief)。这种情况仅在一定情形下才会出现,即包含CTAs的有效前沿比不包含CTAs的有效前沿具有更大的风险/收益结合区间,或者说是恰好相反(不包含CTAs的有效前沿比包含CTAs的有效前沿具有更大的风险/收益结合区间)。在这

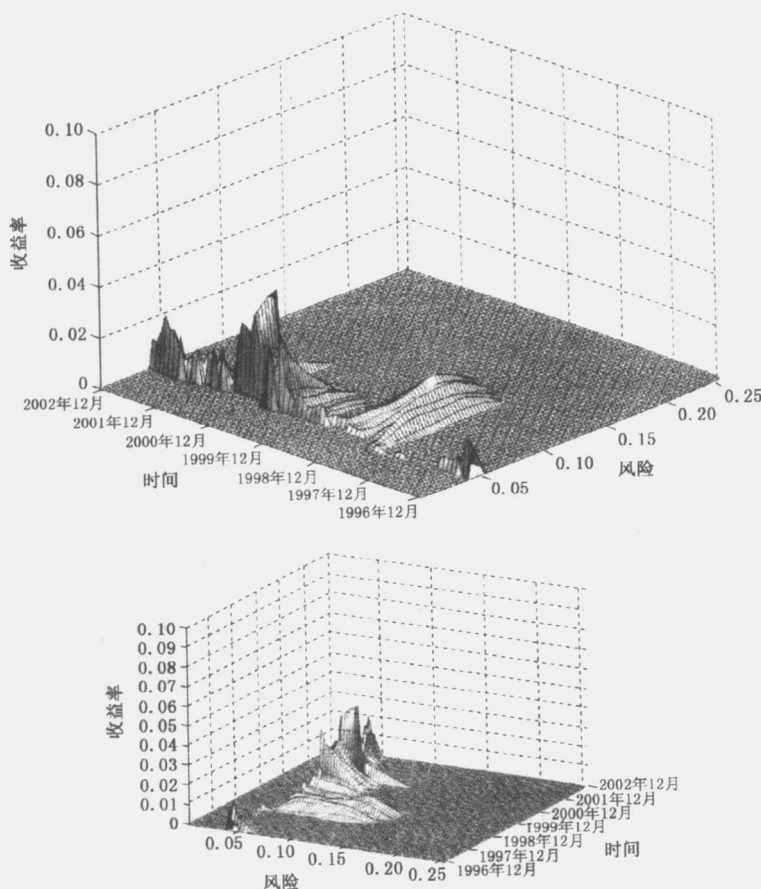
[1] 这种情况无法观察到,因为没有设置最小权重限制。

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures



注：分散化平面生产了两个有效平面；第一个含有 CTAs，第二个没有任何 CTAs 投资。平面的形状强调了 CTAs 在不同时间和不同风险情况下的分散化功能；“立体形状”越高，CTAs 对组合的增值功能就越重要。

图 17.12 分散化平面

些情况下，峰值（分别为正的和负的）出现在分散化平面上，峰值的高度等于所考虑的组合的收益。

图 17.12 的分散化平面反映了基于资产池 I（含 CTAs）和资产池 II（不含 CTAs）创建的有效资产组合的差异。约束条件是没有卖空，全额保证金投资和具有初始权重（每种资产的最大权重是

30%)。

通过分散化平面可以清楚地看到,除了1996年10月到1997年3月,管理型期货创造了新的低风险资产组合(平面的峰值就是新的资产组合的收益)。

CTAs对中等风险的资产组合有时也具有分散化功效。1999年期间,这种分散化程度非常显著,到2000年第一季度,这种分散化功效则减弱了很多。因此,图17.12证明了之前对CTAs的观察。CTAs能够增加资产组合的价值,但是不同时间,他们的分散化功能不是恒定的,不能在所有的有效组合中被确认。

结 论

本章证明CTAs在一定条件下对资产组合具有增值功效。结果显示,只要资产配置受到限制,CTAs就能具有分散化功能。当初始权重越低(限制更严格),或者说组合只限于标准化资产的时候,这种分散化能力就越强。

除了CTAs的增值作用外,滚动窗口分析法展示了有效前沿的时间变动性。这个发现符合预期,因为自变量本身会随着时间推移而发生变化,从而证明了进行动态资产配置的必要性。此外,本章的分析还显示,1996~2002年期间,CTAs没有系统性地改善组合收益。

进一步概括来看,三维图形首次被尝试在平面中作为一种对资产配置进行观察和评估的工具,这种分析框架对于决策制定、理解有效组合构建和时间动态而言,被证明是有意义的。而同时展示三个变量的变化也是很令人兴奋的事情。随着信息技术的发展,这种图形分析未来应该会得到更频繁的使用。

作者: Nicolas Laporte

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十八章 CTA 收益的随机 游走行为

本章检验 CTAs 的净资产值(NAVs)是否符合带漂移项的随机游走。采用增广的 Dickey-Fuller 检验,对 1994 年 1 月至 2000 年 12 月的月度数据进行了非静态和带漂移项的随机游走检验。所有的 CTAs 分类都被发现类似随机游走(like random walk),但是很多序列也显示具有正的漂移项参数,这表示序列可能存在趋势。在纯粹的随机游走(pure random walk)得到确认的情况下,CTAs 在强化组合的风险/收益特征方面的有效性会遭到损害。

引 言

本章检验分类商品交易顾问净资产值(NAVs)的月度变化是否服从随机游走。以前金融时间序列的经济计量研究采用了单位根检验(unit root test),比如用增广的 Dickey-Fuller 检验(ADF),

来考察股价和市场指数是否符合随机游走。CTAs的特征是,这种另类投资类别的投资能够提升资产组合的收益,但是当纯粹的随机游走存在的时候,这种特征会被弱化,因为这将意味着缺乏支持CTAs对资产组合具有增值效应的证据(增值性主要源自不同的基金经理技巧)。

对CTAs业绩持续性的研究并不多,因此,少有资料能够反映出这些基金经理的长期努力(Edwards and Ma 1988; Irwin, Krukenmeyer and Zulauf 1992; Irwin, Zulauf and Ward 1994; Kazemi 1996)。不过,普遍认同的是,因为CTAs与股票市场收益具有负相关性,在熊市里,CTAs能提供比对冲基金更好的下跌保护,能产生更高的收益(Edwards and Caglayan 2001)。CTAs带来的好处与对冲基金相似,因为它们投资组合中起到了分散器的作用,可以改善并提供一个优越的风险调整后收益以平衡股票和债券指数(Schneeweis, Savayan and McCarthy 1991; Schneeweis 1996)。

在1990~1998年期间,管理型期货与标准普尔500指数的相关性在最好的30个月内是0.33,在最差的30个月内是-0.25(Worthington 2001)。这种低相关性的好处不太容易通过其他另类投资工具来复制。根据Schneeweis、Spurgin和Georgiev(2001)的研究,CTAs以有规律地做空股票市场而著称。然而,不利之处是,在牛市中,CTAs的表现一般逊于对冲基金(Georgiev 2001)。

选择将CTAs纳入资产组合的投资者通常只会配置其资产的一小部分比例(Georgiev 2001)。其他没有为投资者所意识到的是,在股票市场波动加剧的阶段,在投资组合里加入CTAs可以改善收益特征,特别是在大熊市当中(Schneeweis and Georgiev 2002)。此外,从过去十年极度动荡的国际金融市场来看,例如1997年亚洲金融危机和1998年俄罗斯卢布危机,也没有对CTAs产生实质性的影响。事实上,在这种市场高度动荡时期,CTAs依然盈利,产生了优厚的收益。我们必须承认CTA的净资产值(NAVs)具有随机游走的可能性,因为这将表明,净资产



值(NAV_s)面临的临时性冲击是持续性的,是不可能向均值水平回归的。这样的行为可能对 CTAs 进出资产组合的时间选择产生影响。

“均值回归”的时间序列在统计文献中通常被定义为 2 阶平稳,弱平稳或者是单平稳(simply stationary)。其特点是具有常项的均值和方差,以及仅取决于时滞(time lag)的自相关性。我们可以采用所谓的单位根检验,例如 ADF,通过检验单位根是否存在来证明非平稳性(至少违反了三个条件中的一个)。

我们采用 ADF 是因为其作为单位根检验使用的普遍性和简单性,Haug(1993a,1993b)进行的蒙特卡罗研究发现,ADF 是一种行之有效的方法。一些研究人员建议,单位根检验的缺点是能力太低,不能很好地区别均值回归序列和非均值回归序列之间的差异(Kennedy 1998)。不过,当考虑时滞的时候,ADF 检验的显著性可以提高。

如果通过 ADF 发现一个序列是非平稳的,这并不必然意味着该序列类似随机游走,因为随机游走只是非平稳序列的一种情况。幸运的是,ADF 检验也可以用来对随机游走进行专门的检验。如果市场是有效的,同时随机游走假设成立,那么只依赖于历史价格数据的 CTA 策略是不可能持续盈利的。在这种情况下,CTAs 净资产值(NAV_s)未来的变化将与其历史业绩完全无关(Pindyck and Rubinfeld 1998)。

近来的研究表明,CTA 具有最低水平的业绩持续能力。如果长时间数据序列可得,同时又使用了准确的方法,那么基于过去的业绩来选择 CTAs 则具有一定的优势(Brorsen and Townsend 2002)。Schneeweis、Spurgin 和 McCarthy(1996)观察到,在 1987~1995 年的时期,业绩的持续性实际上是不存在的。

本章的下一节提供了数据,以及对 ADF 检验和随机游走的简要讨论。在此之后,我们将展示分析的结果,最后一节是对研究的概括和总结。

数据和方法

数据集由拉普特资产配置系统(Laporte Asset Allocation System)提供的来自苏黎世资本市场数据库/CTA 数据库(Zurich Capital Markets database/CTA database)^{〔1〕}的 CTA 子指数组成,涵盖了 1994 年 1 月至 2000 年 12 月期间的 CTAs 月度净资产值(NAVs)变化。数据库将 CTAs 分为以下类别:机动抉择、趋势追随、货币、分散化、金融、欧洲市场、系统化交易和股票指数(见表 18.1)。

表 18.1 2000 年 12 月的苏黎世注册顾问团指数

(Zurich Advisor Qualified Universe Indices)

交易风格子指数	交易顾问数量	股本(10 亿美元)	投资风格定义
机动抉择	54	9.8	根据基本面/经济分析进行交易决策
趋势追随	68	5.5	只专注于追随趋势的交易策略
系统化交易	200	17.6	使用交易系统,但不限于趋势交易
市场子指数	交易顾问数量	股本(10 亿美元)	投资风格定义
分散化	193	17.8	持有大量不同头寸,限制风险
货币	45	5.9	专注于外汇交易
欧洲市场	43	3.6	专注于欧洲商品市场
金融	57	9.1	外汇、利率、股指和贵金属
股票指数	17	0.2	专注于股指期货和期权

资料来源: T. Schneeweis, R. Spurgin and G. Geogiev, "Benchmarking Commodity Trading Advisor Performance with a Passive Futures-Based In-

〔1〕 苏黎世指数在研究期内不存在存活性偏差影响。



dex,"CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA, 2001, p. 14.

我们使用每个 CTA 子指数的净资产值(NAVs)。关于共同基金研究的文献说明,日数据比月度数据能提供更好的估计,有助于提高检验力(Busse and Bollen 2001; Kothari and Warner 2001)。不幸的是,CTA 数据提供商只提供月度数据。

ADF 检验(Dickey and Fuller 1981; Hamilton 1994)假定 CTA 月度均值收益 Y_t 可以被等式(18.1)描述:

$$Y_t = Y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (18.1)$$

其中, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 表示一阶差分;

时滞 p 足够大到所产生的误差项 ϵ_t 可以连续独立。

这个条件可以通过检视最终的 Durbin-Watson 统计量来确认,如果统计值接近 2,则表示连续独立。ADF 检验根据等式模型(18.1)进行回归,计算出 t 统计量(被称为 tau 统计量),以检验回归参数 $\rho - 1 = 0$ 是否成立(或者说是 $\rho = 1$ 是否成立)。失败于拒绝该检验表明,单位根存在,非平稳不能被拒绝。在这种情况下,我们通常使用一阶差分来进行检验:表示为 $W_t = Y_t - Y_{t-1}$,在等式(18.1)中用 W_t 代替 Y_t ,重复上述分析。

按照 Pindyck 和 Rubinfeld(1998)的解释,要检验随机游走,我们必须假设等式(18.1)中的 Y_t 能够被描述为不存在滞后的一阶差分:

$$Y_t = Y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (18.2)$$

检验 $\beta = 0$ 和 $\rho = 1$ 是否同时成立。这决定了 Y_t 是否服从随机游走,并带有漂移参数 α ,有的时候,也被称为差分—平稳过程(DSP)(Gujarati 1995)。

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (18.3)$$

我们接着在 $\rho = 1$ 下运行 ADF 检验,因此,等式(18.1)变成了没有“限制”(unrestricted)模型:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \beta + (\rho - 1)Y_{t-1} + \lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (18.4)$$

而“限制”(restricted)模式($\beta=0$ 和 $\rho=1$)是:

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (18.5)$$

等式(18.4)和(18.5)产生的误差项的平方和(error sums of squares)被用来构建检验 $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ 是否成立的 F 统计量。 F 值过大会导致拒绝该假设,从而得出结论,要选择的模型是具有趋势等式(18.4)的模型,而非带有漂移项等式(18.5)的随机游走模型。失败于拒绝该假设为随机游走行为提供了支持。在零假设前提下(序列是非平稳的),即使是在大样本情况下,所描述的检验统计量都不服从 F 分布和 t 分布,因此,为了评估显著性,统计量必须与 MacKinnon(1991)所制的临界值(critical value)表作比较,MacKinnon 对 Dickey 和 Fuller(1981)提出的临界值进行了更新。

实证分析

尽管我们整整分析了 8 个 CTA 子指数的四阶滞后情况,然而,我们意识到,在每种情况下,一阶滞后足以保证 ϵ_t 连续独立。表 18.2 包含了基于原始序列和其一阶差分的 ADF 检验结果[等式(18.1),且 $p=1$],以及 Durbin-Watson 统计值。我们发现,没有一个 CTA 子指数是平稳的,ADF 统计值变化范围是(-4.17, -1.58),在 1%、5%和 10%的显著性水平下,这些数值(绝对值)都没有大到可以拒绝非平稳假设。不过,在 1%显著性水平下,使用一阶差分,在所有 CTA 子指数中 ADF 统计值(绝对值)都可以大到拒绝非平稳假设。原始数据序列和差分序列的 Durbin-Watson 统计值接近 2,提供了支持误差项连续独立的依据,也确认了等式(18.1)中我们对 $p=1$ 的选取。

因此,我们认为,进一步的分析只需考虑一阶差分来获取静态序列,而采用更高阶的差分不会使我们的分析出现问题。



表 18.2 非平稳的 ADF 检验统计量和检验序列相关的 Durbin-Watson 统计量[等式(18.1),且 $p=1$],CTA 月度平均收益,(1994~2000 年)

CTA 交易顾问子指数	ADF 统计(DW 统计)	
	原始序列 Y_t	序列 W_t 的一阶差分
机动抉择	-3.48(1.98)	-6.44* (2.00)
趋势追随	-2.76(1.95)	-6.08* (1.94)
金融	-2.62(1.96)	-5.74* (1.94)
分散化交易	-4.17(1.94)	-6.82* (1.91)
货币	-2.73(1.96)	-7.79* (1.96)
欧洲市场	-2.74(1.87)	-6.48* (1.78)
系统化交易	-2.69(1.92)	-6.40* (1.90)
股票指数	-1.58(2.03)	-5.95* (2.07)

注:* ADF 的显著性是 1%,Mackinnon(1991)。

表 18.3 显示了随机游走的检验结果,以及模型(18.4)和(18.5)对原始序列 Y_t 的参数估计,括号内是对应的标准差。检验 $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ 的 F 统计值显示在最后一列。我们发现,所有 CTA 子指数都存在随机游走行为的证据,除了分散化投资,在 5% 显著性水平下,它的 F 值是 8.69。因此,这些序列有可能存在趋势。其他序列的 F 值没有达到可以获得显著性。因此,所有的类别用等式(18.5)来表示更好,除了分散化投资,这一类别适用于等式(18.4)。

带有小标准误差的漂移参数的大值估计表明,序列存在漂移项。表 18.3 提供了在机动抉择、分散化、货币和欧洲市场类别中存在正项漂移($\alpha > 0$)的依据。只有股票指数类别显示为纯随机游走。

表 18.3 分类别 CTA 月度平均收益的参数估计
(基于原始序列的 Dickey-Fuller 单位根检验, 1994~2000 年)

苏黎世 CTA 交易顾问 子指数	α	β	ρ^{-1}	λ_1	$(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ 检验下的 F 统计量
机动抉择 等式(18.4)	147.790	-0.231 9	0.189 5	1.666 2	
	(41.350)	(0.066 0)	(0.106 0)	(0.469 0)	6.34
	等式(18.5)	6.100	—	—	0.112 0
	(1.757)	—	—	(0.110 0)	
趋势追随 等式(18.4)	91.602	-0.169 0	0.142 0	0.858 0	
	(31.958)	(0.061 0)	(0.116 0)	(0.335 0)	3.82
	等式(18.5)	5.033	—	—	0.053 0
	(3.147)	—	—	(0.115 0)	
金融 等式(18.4)	50.749	-0.142 0	0.212 0	0.589 0	
	(18.449)	(0.054 0)	(0.117 0)	(0.241 0)	3.43
	等式(18.5)	3.430	—	—	0.127 0
	(1.979)	—	—	(0.116 0)	
分散化 等式(18.4)	86.360	-0.362 0	0.207 0	0.904 0	
	(20.243)	(0.087 0)	(0.115 0)	(0.220 0)	8.69*
	等式(18.5)	2.758	—	—	0.022 0
	(1.205)	—	—	(0.116 0)	
货币 等式(18.4)	31.600 0	-0.161	0.088	0.247	
	(11.254 0)	(0.059)	(0.111)	(0.091)	3.76
	等式(18.5)	1.225 0	—	—	0.018
	(0.552 0)	—	—	(0.112)	
欧洲市场 等式(18.4)	17.954 0	-0.164	0.066	0.087	
	(6.455 0)	(0.060)	(0.121)	(0.031)	3.90
	等式(18.5)	0.473 0	—	—	-0.020
	(0.177 7)	—	—	(0.121)	
系统化 等式(18.4)	19.249 0	-0.166	0.122	0.162	
	(6.807 0)	(0.062)	(0.120)	(0.064)	3.64
	等式(18.5)	0.952 0	—	—	0.025
	(0.478 0)	—	—	(0.118)	
股票指数 等式(18.4)	6.506 0	-0.065	-0.005	0.004	
	(4.121 0)	(0.041)	(0.011)	(0.015)	1.26
	等式(18.5)	0.089 0	—	—	-0.036
	(0.348 0)	—	—	(0.110)	

注: * 显著性水平为 5%。

括号内的数值是参数估计的误差。 $n=75$ 时的 F 检验的临界值是 6.61
(显著性水平 5%)、9.02(显著性水平 1%), Dickey 和 Fuller(1981), 表 VI。

结 论

在大部分 CTA 子指数中观察到的非平稳性表明, 希望将 CTAs 纳入传统股票和债券组合的组合经理无法确保他们的净资产值(NAV_s)会出现均值回归。然而, 所研究的一些 CTAs 子指数具有正漂移项的证据也留下了其净资产值(NAV_s)具有增长趋势的可能性。因此, 在使用历史数据来设计期货交易策略的时候, 希望获得 CTAs 净资产值确定变化预期的组合经理必须要持谨慎态度。CTAs 假设持有多空头寸, 并在市场存在持续性趋势, 且这些趋势可以在尽早被发现的情况下实现盈利。因此, CTAs 的业绩不仅取决于价格运行, 还依赖于组合经理的辨识能力。

对所研究时期内 CTAs 收益随机游走的一个可能解释来源于这样一个事实, 即传统 CTAs 在市场极端波动(本身是随机事件)时能赚取高额利润。如果用 CTAs 来对冲短期波动风险, 那么他们的相关性会更加精确和稳定。机动抉择交易者、货币和欧洲市场交易者在高流动性时期进行交易, 这种现象开始于 1995 年。我们发现, 仅有分散化交易者一类不存在随机游走, 可能是因为分散化组合的趋势是稳定的, 虽然他们不能产生足够多的盈利来满足投资者的预期。CTAs 与股票市场是低相关, 或者是负相关, 因此, 通常来说, 严重的股票市场冲击对他们造成的影响较小, 例如 1997 年亚洲金融危机和 1998 年俄罗斯货币危机。通过将非纯随机游走的 CTAs 纳入资产配置, 组合经理可以在市场波动加大的时候, 通过提供更具预期性的收益来增加传统股票、债券和外汇资产组合的价值。因此, 纳入 CTAs, 可以在股票市场出现极端波动的时候, 对资产组合提供免疫保护。

本章的研究力图刻画一些 CTA 类别的时间序列特征。使用

子指数并不是为了说明特定的 CTA,而是为了说明每种类别下 CTAs 的整体行为。因此,对于那些欲将某一具体类别的所有 CTAs 纳入其资产配置的投资者的而言,我们的研究结果非常有用——在这种情况下,子指数代表了对月度业绩的充分的测度。不过,只希望投资于少数 CTAs 的投资者可能从类似的,但主要以单个 CTAs 为目标的分析中获益。我们需要对 CTAs 的收益进行进一步的研究,股市波动加剧可能会刺激一些投资者、学者和业者对这些另类投资的兴趣。

作者:Greg N. Gregoriou 和 Fabrice Rouah



前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第十九章 收益增进的 CTA 分散化策略

在这一章,我们将分析 CTAs 进行商品期货、金融期货和期货期权交易时所使用策略的风险和收益特征。与前期研究的不同之处在于,我们使用整体样本(full sample)和分裂样本(split sample)来检查相关性,并计算各种 CTA 策略的风险和业绩指标。我们将标准普尔 500 指数和 MSCI 全球指数按照月度表现从低到高排序,并将样本分为 10 个组别。对每个组别,我们计算 CTA 指数和股票指数之间的相关性,并比较它们的风险收益特征。我们发现,相对所研究整个样本时期的其他类别的资产,CTAs 交易策略具有较高的夏普比率和 Sortino 比率。而且,不同于对冲基金的是,对于第一个组别(股指的最差表现组别),CTA 和股票组合之间的相关系数大部分是负值。相对股票指数,CTA 策略的波动率很低(按照下跌偏离来衡量),而且在市场上涨的月份,CTA 策略具有很高的 Sortino 比率。

我们得出的结论与之前研究的发现一致,即在市场下跌过程中,CTA 策略的收益与股指的相关性低于对冲基金策略与股指的

相关性。一个可能的解释是,与对冲基金不同,CTAs 在市场下跌过程中面临更少的流动性风险,因此不会遭受一些严重的“流动性”紧缩(liquidity squeeze)压力。我们还发现,在股市下跌中,CTAs 与股市的负相关性可以对突发的灾难性事件风险提供有效的对冲。虽然对冲基金也能够提供分散化作用,但是在股市下跌中,尤其是极端事件发生的时候,它们和股指具有正相关性。因此,我们认为在股票资产组合中增加 CTA 投资可以改善资产的风险/收益结构。这种策略不仅可以提供一般意义的组合分散化效应,而且,考虑到在市场下跌中存在的负相关性,CTA 是收益增进型的分散工具(returns-enhancing diversification)。

引言

近几年,机构投资者的资产配置策略发生了明显的变化,尤其是捐赠基金(endowment funds)。据报告,在 2002 年和 2003 年,很多大学的捐赠基金平均将其可投资资金的 5%~7%投向另类投资。近来,很多捐赠基金已经明显地提高了所管理资产对另类投资的配置,最高比例达到 40%(Lee 2003)。特别值得注意的是,Vanderbilt 大学(2002)自 20 世纪 70 年代就开始参与另类投资,将所管理的 20 亿美元捐赠基金的一半配置于另类投资,其中近 30%为对冲基金和套利交易策略。在过去 5 年时间里,捐赠基金的年收益率是 8%,在过去 9 年时间里,年收益率是 15%(Vanderbilt University Endowment Review, “2002 Financial Report,” 2003)。

另类投资包括对冲基金、私募股权投资(private equity)、风险投资(venture capital)和商品基金,有时也称为商品交易顾问(CTAs)。在夹杂着一些股票市场熊市情绪的低利率环境下,投资者不断涌向另类投资,以增进收益和保护资产。机构投资者为了获取绝对的盈利,同样也增加了对另类投资的需求(Till 2004)。

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

私募股权投资和风险投资,从主体上为精明的投资者提供了“直接”的投资机会。相反,对冲基金和CTAs则是通过广泛应用一系列交易策略、技术和工具来“间接”提高收益附加值。本章我们集中分析CTAs的风险和收益。

文献回顾

很多早期的研究者都分析过CTAs,这些人包括Elton、Gruber和Renzler(1987),他们的结论是,CTAs既无法提供比股票和债券而言更有吸引力的投资收益,也无法对股票和债券的资产组合产生盈利附加值。不过,Brorsen、Irwin(1985)和Murphy(1986)得出的结论是,商品基金能产生良好的、特有的投资收益。

Schneeweis、Spurgin和Potter(1996)发现,等同于投资管理型期货指数的组合比由标准普尔500指数与模拟平值卖出期权(simulated at-the-money put)组成的保护性卖出期权策略具有更好的表现。他们认为,管理型期货也许能以更低的成本提供一些卖出期权的对冲功能。^[1]

Schneeweis和Spurgin(1998b)进一步提出了对冲基金和管理型期货改善股票、固定收益证券以及风险债务等传统另类投资的风险收益结构的证据。他们的结论基于以下这些基本因素的相关性分析:

- 来自对冲基金研究(Hedge Fund Research)和资本管理评估协会(Evaluation Associates Capital Management, EACM)的对冲基金指数。

- CTA指数(来自MarHedge、Barclay Trading和EACM)。

[1] Schneeweis和Spurgin(1998b)采用的是Managed Account Report公布的CTAs的美元权重指数。

■ 标准普尔 500 指数和 MSCI 全球股票指数(MSCI World Index)。

■ 关于固定收益证券的所罗门兄弟政府债券指数和全球政府债券指数(Salomon Brother Government Bond and World Government Bond)。

Kat(2002)研究了管理型期货在股票、债券和对冲基金组合中的可能作用。他发现,管理型期货是比对冲基金更有效的分散化工具。他还发现,在股票和债券的资产组合中增加管理型期货可以比对冲基金更快、更多地减少该组合的标准差,同时不会对偏度和峰度产生负面的影响。

Liang(2003)发现,1994~2001 年,尽管 CTAs 作为独立投资工具的表现不如对冲基金,但是 CTAs 的收益与其他投资工具负相关,这使得 CTAs 更适合对冲下跌风险。

虽然,另类投资作为独立投资的风险收益特征和业绩表现是趣益皆具,不过,分析 CTAs 对传统投资工具构成的组合的贡献更具有启发性和实用性。金融理论所信奉的理念是,分散化能力将允许更多的风险—收益权衡。在普遍归功于 Markowitz(1952)的均值—方差分析框架下,现存组合可以通过加入相关性相对更低的新资产而更具有分散性。

本章试图区分三类资产分散器(asset diversifier):

1. 收益保护分散器(return-protection diversifier)在上涨和下跌市场里与一般类资产均具有较高的相关性。

2. 收益增进分散器(return-enhancing diversifier)与相同的一般类资产在上涨市场中存在相关性,但在下跌市场中则具有更少的相关性。

3. “无效”分散器(“ineffective” diversifier)是指那些即使和一般类资产存在很高相关性,但是也不具有增值功能的资产。

需要指出的是,对冲基金策略在市场上涨时与一般资产负相关,在市场下跌时是正相关,它虽能够提供分散化功效,但不提升

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

收益。我们将其归入第三类,即“无效”分散器。事实上,这种特征的策略具有好分散器的负面功能,因为它们会在上涨时削弱资产组合的收益,而在下跌时放大资产组合的亏损。

下面,我们将说明 CTAs 不同于对冲基金之处,它是一种收益增进型分散器。

CTAs、对冲基金和基金之基金

CTAs、对冲基金和对冲基金之基金三者之间有很多相似的地方,例如管理和激励佣金结构、高额初始投资要求,以及杠杆和衍生品的使用。不过,同时也存在很大的差异。例如,对冲基金使用不同市场的金融工具来实施各种动态交易策略。而 CTAs 主要采用商品和金融期货市场的技术交易策略。不同市场和工具的使用引起风险收益状况的迥然不同。

就管制而言,CTAs 必须在商品期货交易委员会(CFTC)注册;而对冲基金和基金之基金很大程度上可以豁免于政府的监管。CFTC 是根据《商品交易法案》(Commodity Exchange Act)于 1974 年成立的联邦监管机构。它监督作为自律性组织的全国期货业协会(National Futures Association),专门管辖美国的商品期货交易、期货交易所、期货佣金商及其客户、场内经纪商、场内交易商、商品交易顾问、商品基金经理、杠杆交易商,以及与前述主体有任何关系的人。CTAs 要遵从更高的监管要求,包括报告披露、记录保存和会计条例。而对冲基金(它不在 CFTC 注册)不需要满足这些要求。近几年,部分由于 CFTC 的严格管制,很多 CTAs 的资产和客户都流失到了对冲基金。因此,一些 CTAs 开始模仿对冲基金,使用相似的交易策略和交易工具,更多地介入股票市场。如果这一趋势持续,CTAs 和对冲基金之间的差别将变得模糊。

就收益而言,Liang(2003)和其他前期研究都发现,风格迥异的

对冲基金收益之间具有很高的相关性。但是,不同的 CTA 策略与对冲基金风格的收益间的相关性基本是零,或者是负。这种相关性结构提示我们有必要从学术研究的角度来分析 CTAs 和对冲基金(包括基金之基金)之间的差异。

Liang(2003)分别研究了 CTAs 和对冲基金,得出了一些有趣的结论,见表 19.1。

表 19.1 CTAs 与对冲基金之间的比较

	CTAs	对冲基金/对冲基金之基金
风险调整收益	以独立投资收益衡量,相对较低。 ^a	对冲基金最高,对冲基金之基金次之。
解释因素	CTA 收益能被期权性交易因素(option trading factor)解释。	对冲基金收益不能被期权性交易因素解释。
损耗率	一般损耗率较高,在下跌中的损耗率相对较低。 ^b	一般损耗率较低,下跌市场状况对损耗率存在很大的影响。
相关性结构	与其他交易工具具有低或者负的相关性。	在下跌的市场中与其他以及彼此间高度相关。

注:a Liang 使用调整收益自相关后的夏普比率。他的解释是,产生差异的原因可能是佣金结构、风险和自相关结构。

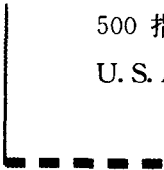
b 上涨和下跌根据标准普尔 500 指数收益来定义。上涨市场是标准普尔 500 指数月度收益为正的时期;下跌市场是指数收益为负的时期。

资料来源:Bing Liang,“On the Performance of Alternative Investment: CTAs, Hedge Funds and Funds-of-Funds,”Case Western Reserve University, Working Paper,2003,Cleveland,OH。

数据和方法

我们的研究数据是 1980 年 1 月至 2003 年 3 月的标准普尔 500 指数、MSCI 全球指数、雷曼美国总体指数 (Lehman U. S. Aggregate)和雷曼全球指数(Lehman Global)。我们将这些

贵
前沿译丛
Frontiers
on Modern
Futures



数据源称为基准组 (benchmark group)。除了 1990 年 7 月开始的雷曼全球指数只有 159 个观察值之外,其他每种指数有 279 个观察值。我们还使用了同期由 MarHedge 提供的四种 CTA 指数的不同时期收益率数据:综合指数、等权重的综合指数、期货基金指数和等权重的期货基金指数。此外,我们还会对来自 MarHedge 的代表六种策略的子指数进行分析:货币交易 (Currency-Sub)、分散化交易 (Diversified-Sub)、机动抉择交易 (Discretionary-Sub)、期指交易 (Stock Index Sub)、系统化交易 (Systematic-Sub) 和趋势追随交易 (Trend Follower)。

我们根据标准普尔 500 指数和 MSCI 全球指数的月度表现对以上数据进行排名。最差收益的月份排第一,次差收益继之。接着,CTAs 指数以同样的顺序 (order) 与指数的排名匹配。排名后的样本被分为若干组别。因为我们只对两类资产之间的状况感兴趣,那么我们会观察对应的标准普尔 500 指数收益和 CTAs 收益,计算每个组别的线性相关系数。比如,分析标准普尔 500 指数和环球指数 (Universe index) 时,我们会计算两种策略对应组别之间的相关系数。^[1]

发现和观察

表 19.2 列出的是概括统计量和风险调整收益。报告显示了,整个样本期间 1~4 矩的标准概括统计量——均值、标准差、偏度和超额峰度(超出正态分布峰度的部分)、零收益以下的不利偏差 (downside deviation)、夏普比率和 Sortino 比率,以及不同 CTA 策

[1] 我们把样本分组,采用 Pearson 相关系数来研究子样本之间的关系。为人所知的是,对冲基金自身之间的相关性更高,与股票基准的相关性在危机期间比正常期间要高。同时,表现较好的对冲基金与股票指数具有跟高的相关性。我们承认存在其他的方法,例如基于 Copula 的方法,会对几类资产之间的联系给出一个更为完整的刻画。

略与股票、债券指数之间的相关性矩阵。我们观察到很多有趣的现象。

表 19.2 CTA 指数、标准普尔 500 指数、MSCI 全球指数、雷曼全球指数、
雷曼美国总体指数(不同的样本期)的概括统计量和风险调整指标

综合指数								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR ^a)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
综合指数	279	1.19%	4.76%	4.91%	1.19	3.44	0.75	2.81
标准普尔 500 指数	279	0.85%	4.52%	4.60%	-0.59	2.16	0.50	2.01
MSCI 全球指数	279	0.72%	4.31%	4.37%	-0.51	1.11	0.42	1.78
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	279	0.11%	1.78%	1.78%	0.60	5.23	-0.03	0.73
相关性	综合 指数	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
综合指数	1							
标准普尔 500 指数	-0.03	1						
MSCI 全球指数	-0.05	0.84	1					
雷曼全球指数	0.23	0.10	0.20	1				
雷曼美国总体指数	0.06	0.23	0.20	0.73	1			
等权重的综合指数								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
等权重的综合指数	279	1.42%	5.19%	5.38%	1.62	4.81	0.85	3.11
标准普尔 500 指数	279	0.85%	4.52%	4.60%	-0.59	2.16	0.50	2.01
MSCI 全球指数	279	0.72%	4.31%	4.37%	-0.51	1.11	0.42	1.78
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	279	0.11%	1.78%	1.78%	0.60	5.23	-0.03	0.73
相关性	等权重的 综合指数	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
等权重的综合指数	1							
标准普尔 500 指数	-0.11	1						
MSCI 全球指数	-0.13	0.84	1					
雷曼全球指数	0.20	0.10	0.20	1				
雷曼美国总体指数	0.10	0.23	0.20	0.73	1			
货币交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
货币交易	159	0.81%	3.55%	3.64%	1.53	4.72	0.64	2.58
标准普尔 500 指数	159	0.65%	4.37%	4.41%	-0.44	0.45	0.35	1.55
MSCI 全球指数	159	0.27%	4.34%	4.33%	-0.39	0.25	0.04	0.49

续表

货币交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	159	0.09%	1.08%	1.08%	-0.27	0.05	-0.13	0.93
相关性	货币 交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
货币交易	1							
标准普尔 500 指数	0.03	1						
MSCI 全球指数	0.03	0.86	1					
雷曼全球指数	0.09	0.10	0.20	1				
雷曼美国总体指数	0.10	0.18	0.14	0.73	1			
分散化交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
分散化交易	195	0.97%	4.06%	4.17%	1.28	4.45	0.69	2.68
标准普尔 500 指数	195	0.75%	4.61%	4.68%	-0.83	2.76	0.41	1.71
MSCI 全球指数	195	0.48%	4.45%	4.48%	-0.53	1.18	0.21	1.04
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	195	0.06%	1.18%	1.18%	-0.24	0.03	-0.21	0.54
相关性	分散化 交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
分散化交易	1							
标准普尔 500 指数	-0.02	1						
MSCI 全球指数	-0.03	0.84	1					
雷曼全球指数	0.23	0.10	0.20	1				
雷曼美国总体指数	0.18	0.14	0.05	0.73	1			
机动抉择交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
机动抉择交易	195	1.44%	3.23%	3.54%	3.28	18.61	1.48	5.10
标准普尔 500 指数	195	0.75%	4.61%	4.68%	-0.83	2.76	0.41	1.71
MSCI 全球指数	195	0.48%	4.45%	4.48%	-0.53	1.18	0.21	1.04
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	195	0.06%	1.18%	1.18%	-0.24	0.03	-0.21	0.54
相关性	机动抉 择交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
机动抉择交易	1.00							
标准普尔 500 指数	-0.17	1.00						
MSCI 全球指数	0.84	-0.13	1.00					
雷曼全球指数	0.10	0.08	0.20	1.00				
雷曼美国总体指数	0.14	0.22	0.05	0.73	1.00			

续表

期指交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
期指交易	111	0.31%	3.00%	3.02%	-0.44	1.09	0.17	1.07
标准普尔 500 指数	111	0.65%	4.63%	4.68%	-0.55	0.19	0.32	1.43
MSCI 全球指数	111	0.29%	4.25%	4.47%	-0.56	0.35	0.06	0.55
雷曼全球指数	111	0.52%	1.41%	1.50%	0.30	0.21	0.99	4.22
雷曼美国总体指数	111	0.05%	1.09%	1.09%	-0.21	0.18	-0.27	0.44

相关性	期指交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数
期指交易	1.00				
标准普尔 500 指数	-0.11	1.00			
MSCI 全球指数	-0.11	0.94	1.00		
雷曼全球指数	-0.04	-0.01	0.02	1.00	
雷曼美国总体指数	-0.04	0.04	-0.04	0.68	1.00

系统化交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
系统化交易	135	0.63%	3.16%	3.22%	0.37	0.77	0.51	2.21
标准普尔 500 指数	135	0.62%	4.27%	4.31%	-0.56	-0.65	0.34	1.51
MSCI 全球指数	135	0.33%	4.06%	4.07%	-0.56	0.43	0.11	0.74
雷曼全球指数	135	0.55%	1.39%	1.49%	0.19	0.08	1.08	4.49
雷曼美国总体指数	135	0.06%	1.07%	1.07%	-0.26	0.10	-0.23	0.59

相关性	系统化 交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数
系统化交易	1.00				
标准普尔 500 指数	-0.11	1.00			
MSCI 全球指数	-0.06	0.90	1.00		
雷曼全球指数	0.31	0.00	0.08	1.00	
雷曼美国总体指数	0.31	0.06	0.01	0.71	1.00

趋势追随交易								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
趋势追随交易	243	1.27%	6.41%	6.54%	1.05	2.42	0.55	2.09
标准普尔 500 指数	243	0.84%	4.48%	4.56%	-0.74	2.59	0.50	2.04
MSCI 全球指数	243	0.74%	4.31%	4.37%	-0.51	1.31	0.44	1.85
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.25	4.91
雷曼美国总体指数	243	0.11%	1.33%	1.33%	-0.16	0.42	-0.07	0.89

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

趋势追随交易								
相关性	趋势 追随交易	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
趋势追随交易	1.00							
标准普尔 500 指数	-0.04	1.00						
MSCI 全球指数	-0.07	0.83	1.00					
雷曼全球指数	0.24	0.10	0.20	1.00				
雷曼美国总体指数	0.17	0.21	0.16	0.73	1.00			
期货基金指数								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
期货基金指数	279	0.93%	4.43%	4.54%	0.78	2.39	0.63	2.47
标准普尔 500 指数	279	0.85%	4.52%	4.60%	-0.59	2.16	0.50	2.01
MSCI 全球指数	279	0.72%	4.31%	4.37%	-0.51	1.11	0.42	1.78
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	279	0.11%	1.78%	1.78%	0.60	5.23	-0.03	0.73
相关性	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
期货基金指数	1.00							
标准普尔 500 指数	-0.01	1.00						
MSCI 全球指数	-0.01	0.84	1.00					
雷曼全球指数	-0.18	0.10	0.20	1.00				
雷曼美国总体指数	0.06	0.23	0.20	0.73	1.00			
等权重的期货基金指数								
	样本数	均值	标准差	DD (MAR)	偏度	峰度	夏普 比率	Sortino 比率
等权重的期货基金 指数	279	0.93%	4.73%	4.82%	1.10	2.93	0.54	2.14
标准普尔 500 指数	279	0.85%	4.52%	4.60%	-0.59	2.16	0.50	2.01
MSCI 全球指数	279	0.72%	4.31%	4.37%	-0.51	1.11	0.42	1.78
雷曼全球指数	159	0.63%	1.44%	1.57%	0.19	-0.09	1.27	4.99
雷曼美国总体指数	279	0.11%	1.78%	1.78%	0.60	5.23	-0.03	0.73
相关性	等权重的 期货基金 指数	标准普尔 500 指数	MSCI 全 球指数	雷曼全 球指数	雷曼美国 总体指数			
等权重的期货基金 指数	1.00							
标准普尔 500 指数	-0.01	1.00						
MSCI 全球指数	-0.03	0.84	1.00					
雷曼全球指数	0.24	0.10	0.20	1.00				
雷曼美国总体指数	0.07	0.23	0.20	0.73	1.00			

注：a DD(MAR)用来衡量低于投资者设定的最小可接受收益(MAR)的
月度收益的波动率(我们这里取 MAR 是 0)。

大部分 CTA 策略与股票指数都具有零或者负的相关性。不过,我们注意到表 19.2 一个有趣的现象,即机动抉择交易指数(Discretionary-Sub)与标准普尔 500 指数是负相关性,但是与 MS-CI 全球指数是高度正相关。

各种 CTA 策略[除了期指交易(Stock Index Sub Index)]的大部分历史收益都高于基准组。相对应的是,CTA 的标准差大多数高于基准组(但是和股票指数相比,存在大约不到 7%的绝对差别)。

所有 CTA 策略的偏度都超过 1(除了具有负偏度的期指交易策略)。进一步来看,所有 CTA 策略都具有正的超额峰度(范围是 0.77~18.61)。

大多数情况下的夏普比率和 Sortino 比率在整个样本期间较基准组高,这表示每单位风险的收益基本上总是大于基准组。

通过表 19.3,我们可以更仔细地观察不同组别之间的相关系数。组别的排名是根据标准普尔 500 指数或 MSCI 全球指数的表现而定。换句话说,我们想要做的是,观察这些策略在不同时期——上涨市场(牛市)和下跌市场(熊市)及中间过渡阶段——如何与标准普尔 500 指数相关。我们也分别计算了上涨时期和下跌时期的数目。

发现结果分析

我们的数据结果显示,一般而言,所有 CTA 指数和子指数对标准普尔 500 指数第一组别具有负相关性。这意味着,在下跌市场的最差时期,这些 CTA 策略与标准普尔 500 指数是负相关的。在标准普尔 500 指数表现非常糟糕的时期里,CTA 策略的表现好很多。换言之,在下跌市场最差的时候(标准普尔 500 指数是负收益),这些 CTA 策略能够增进组合的收益。因此,股票组合纳入



表 19.3 CTA 指数和标准普尔 500 指数、MSCI 全球指数的样本相关系数

CTA 指数与标准普尔 500 指数的相关性										
	综合指数	等权重的 综合指数	货币交易	分散化 交易	机动抉 择交易	期指交易	系统化 交易	趋势 追随交易	期货基金 指数	等权重的 期货基金指数
组别 1	-0.21	-0.21	-0.05	-0.03	0.27	-0.30	-0.50	-0.17	-0.15	-0.15
组别 2	-0.12	-0.25	-0.04	0.11	-0.01	-0.27	0.39	0.10	-0.14	-0.14
组别 3	0.22	0.23	-0.01	0.25	-0.34	-0.57	0.16	0.18	0.02	0.18
组别 4	-0.34	-0.32	0.35	-0.31	0.03	-0.35	0.02	-0.06	-0.31	-0.37
组别 5	-0.22	-0.15	-0.52	-0.54	-0.15	-0.35	-0.48	-0.41	-0.21	-0.29
组别 6	-0.23	-0.23	0.07	-0.17	0.20	-0.36	0.29	-0.24	-0.26	-0.25
组别 7	-0.20	0.07	-0.02	-0.19	-0.31	-0.33	0.33	-0.21	-0.13	-0.25
组别 8	-0.27	0.02	0.20	-0.20	0.25	0.35	0.41	-0.32	-0.21	-0.26
组别 9	-0.08	-0.14	0.14	-0.18	0.18	0.24	0.21	-0.41	-0.14	-0.14
组别 10	-0.02	0.04	0.60	0.40	-0.48	0.33	0.19	0.08	0.02	0.00
熊市中的半数	-0.14	-0.26	0.26	-0.19	-0.51	-0.11	-0.18	-0.15	-0.10	-0.12
牛市中的半数	0.10	0.11	0.08	0.12	0.06	0.02	-0.07	0.12	0.13	0.12
整体	-0.03	-0.11	0.03	-0.02	-0.17	-0.11	-0.11	-0.04	0.01	-0.01



续表

CTA 指数与 MSCI 全球指数的相关性

	综合指数	等权重的 综合指数	货币交易	分散化 交易	机动抉 择交易	期指交易	系统化 交易	趋势 追随交易	期货基金 指数	等权重的 期货基金指数
组别 1	-0.23	-0.54	0.14	-0.09	-0.67	-0.51	0.20	-0.28	-0.13	0.15
组别 2	0.11	0.20	0.45	-0.05	0.40	-0.28	-0.07	0.06	0.10	-0.44
组别 3	-0.08	-0.17	-0.39	-0.29	-0.43	-0.54	0.10	0.15	0.00	0.60
组别 4	-0.01	0.02	-0.01	0.31	0.20	-0.33	0.20	0.17	0.13	0.10
组别 5	-0.34	-0.30	-0.10	-0.02	-0.28	0.31	0.40	-0.31	-0.34	-0.21
组别 6	0.20	0.13	-0.04	0.18	0.03	0.00	-0.19	0.15	0.21	0.38
组别 7	-0.09	-0.04	0.01	-0.02	0.20	0.24	-0.07	-0.25	-0.01	-0.05
组别 8	0.31	0.30	0.13	0.30	-0.06	0.44	-0.36	0.25	0.31	0.51
组别 9	0.39	0.30	-0.04	0.15	-0.10	-0.37	-0.19	-0.05	0.38	-0.37
组别 10	0.25	0.15	0.32	0.28	0.37	-0.06	-0.44	0.08	0.26	-0.54
熊市中的半数	-0.18	-0.23	0.04	-0.14	-0.26	-0.06	-0.30	-0.23	-0.20	-0.18
牛市中的半数	0.10	0.12	0.02	-0.01	0.10	0.02	-0.26	0.07	0.13	0.12
整体	-0.05	-0.13	0.03	-0.03	0.84	-0.11	-0.06	-0.07	-0.01	-0.03

CTA 策略不仅可以降低组合的波动性(作为很好的分散器),还可以在“困难”时期,增进组合的收益。

MSCI 全球指数也存在同样的情况。不过,十种 CTA 策略中有三种与 MSCI 全球指数呈正相关。不过,最大的相关系数只有 0.2,这说明这三种策略仍然是很好的分散器。

前期研究发现,在市场下跌的时候,CTA 的收益与股票市场的相关性低于对冲基金与股票市场的相关性,我们的数据结论与此一致。一个可能的解释是,CTAs 不像对冲基金,他们在下跌市场中面临较低的流动性风险,因此不会遭受严重的“流动性”紧缩压力。

表 19.4 对不同的组别进行了分析,指出了期货基金指数策略(Futures Fund Index Strategy)作为收益增进分散器的作用。对标准普尔 500 指数与 MSCI 全球指数的第一组别而言,期货基金指数均为正。这表示,如果加入期货基金指数,组合的收益可以在“困难”时期得到增进。

在表 19.5 中,我们分析了资产组合中(使用 MSCI 全球指数)加入不同比例 CTA 期货指数的相对优势。结果显示,一些配置组合提供了正的绝对收益。例如,按照 60/40 配置 CTA 期货指数/MSCI 全球指数可以获得 10.22% 的最高收益。不过,这种配置组合不会提供最小的负收益。如果我们想要获得最小负收益,那么 90/10 的配置比例保证负收益的可能性是 10%。

数据结果阐明了一个非常有价值的想法:如果我们要考虑突发事件风险,我们希望可以定义目标函数在投资期(investment horizon)具有最小负收益,伴随的约束条件是第一组别的相关系数应该是最低的。这个分析框架对实现有约束的组合收益优化非常有用。

表 19.4 期货基金指数和标准普尔 500 指数、MSCI 全球指数的概括统计量、相关系数和风险调整指标

		0%~10%		10%~20%		20%~30%		30%~40%		40%~50%	
期货基金 指数与标 准普尔 500 指数	样本数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数
	均值	2.08%	-7.74%	-0.43%	-3.32%	0.54%	-1.84%	1.90%	-0.59%	0.57%	0.63%
标准差	标准差	3.69%	3.53%	3.58%	0.64%	5.46%	0.39%	4.43%	0.34%	3.09%	0.29%
	DD(MAR)	4.26%	8.63%	3.60%	3.44%	5.49%	1.92%	4.84%	0.69%	3.15%	0.70%
夏普比率	偏度	-1.44	-2.70	-0.83	-0.63	0.96	0.12	1.07	0.17	0.58	-0.49
	峰度	3.53	9.00	1.57	-0.67	3.70	-0.99	0.70	-0.86	-0.17	-0.90
Sortino 比率	夏普比率	2.00	-5.22	-0.59	-15.76	0.18	-15.82	1.47	-7.13	0.47	6.30
	相关性	6.35	-7.22	-1.60	-9.69	0.89	-10.44	4.97	-9.95	2.08	11.11
		-0.15		-0.14		0.02		-0.31		-0.21	
		50%~60%		60%~70%		70%~80%		80%~90%		90%~100%	
期货基金 指数与标 准普尔 500 指数	样本数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数	期货基金 指数	标准普尔 500 指数
	均值	0.13%	1.48%	0.72%	2.57%	0.29%	3.79%	1.75%	5.20%	2.29%	8.27%
标准差	标准差	3.78%	0.30%	3.01%	0.41%	4.37%	0.25%	5.61%	0.57%	5.93%	1.88%
	DD(MAR)	3.79%	1.54%	3.10%	2.64%	4.38%	3.87%	5.89%	5.32%	6.37%	8.63%
夏普比率	偏度	0.03	0.00	0.71	0.49	0.62	-0.05	1.71	-0.16	0.43	1.05
	峰度	0.41	-1.34	-0.10	-0.88	0.77	-1.21	4.18	-1.30	-0.49	0.26
Sortino 比率	夏普比率	-0.06	17.10	0.67	24.23	0.06	63.18	1.01	41.48	1.33	24.23
	相关性	0.18	12.54	2.73	13.43	0.56	14.55	3.58	15.71	4.51	18.43
		-0.26		-0.13		-0.21		-0.14		0.02	

续表

		0%~10%		10%~20%		20%~30%		30%~40%		40%~50%	
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	样本数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数
	均值	2.44%	-7.57%	1.67%	-3.36%	-0.38%	-1.86%	0.31%	-0.58%	0.50%	0.43%
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	标准差	2.86%	2.94%	5.41%	0.67%	3.67%	0.29%	4.77%	0.36%	4.23%	0.29%
	DD(MAR)	3.79%	8.25%	5.67%	3.49%	3.69%	1.92%	4.78%	0.69%	4.26%	0.52%
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	偏度	-0.12	-1.66	0.92	-0.54	-0.43	-0.06	1.03	-0.47	-0.25	-0.30
	峰度	-0.33	3.01	2.89	-0.95	0.06	-0.61	3.10	-0.79	0.97	-1.37
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	夏普比率	3.17	-6.17	0.99	-15.24	-0.53	-21.49	0.06	-6.71	0.24	3.67
	Sortino 比率	8.69	-7.44	3.53	-9.66	-1.42	-10.53	0.52	-9.79	1.18	9.99
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	相关性		-0.13		0.10		0.00		0.13		-0.34
50%~60%											
		60%~70%		70%~80%		80%~90%		90%~100%			
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	样本数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数	期货基金 指数	MSCI 全球指数
	均值	1.18%	1.51%	0.41%	2.42%	-0.29%	3.57%	2.77%	4.94%	1.25%	7.71%
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	标准差	4.15%	0.30%	3.88%	0.32%	3.31%	0.43%	5.15%	0.44%	5.56%	1.68%
	DD(MAR)	4.32%	1.57%	3.90%	2.49%	3.33%	3.66%	5.88%	5.04%	5.71%	8.02%
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	偏度	0.63	-0.52	0.64	-0.30	-0.48	0.12	1.61	0.47	0.93	0.82
	峰度	0.82	-1.25	2.07	-1.32	0.18	-1.45	4.08	-1.16	0.44	-0.34
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	夏普比率	0.87	17.23	0.19	28.80	-0.49	34.47	1.98	50.82	0.65	24.41
	Sortino 比率	3.24	12.56	1.05	13.37	-1.23	14.29	6.28	15.51	2.47	17.87
期货基金 指数与 MSCI 全球指数	相关性		0.21		-0.01		0.31		0.38		0.26





表 19.5

不同比例的期货和股票指数的配置

比 例	0%~10%		10%~20%		20%~30%		30%~40%		40%~50%		50%~60%		60%~70%		70%~80%		80%~90%		90%~100%		资产组合收益
	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	收益	
0/100	-7.57%	-3.36%	-1.86%	-0.58%	0.43%	1.51%	2.42%	3.57%	4.94%	7.71%	7.19%										
10/90	-6.57%	-2.86%	-1.71%	-0.49%	0.43%	1.48%	2.22%	3.18%	4.72%	7.06%	7.45%										
20/80	-5.57%	-2.36%	-1.56%	-0.40%	0.44%	1.44%	2.02%	2.79%	4.50%	6.41%	7.72%										
30/70	-4.57%	-1.85%	-1.42%	-0.31%	0.45%	1.41%	1.82%	2.41%	4.29%	5.77%	7.98%										
40/60	-3.57%	-1.35%	-1.27%	-0.22%	0.45%	1.38%	1.62%	2.02%	4.07%	5.12%	8.25%										
50/50	-2.57%	-0.85%	-1.12%	-0.14%	0.46%	1.34%	1.42%	1.64%	3.85%	4.48%	8.51%										
60/40	-3.08%	-1.02%	-1.34%	-0.16%	0.55%	1.61%	1.70%	1.96%	4.62%	5.37%	10.22%										
70/30	-0.57%	0.16%	-0.83%	0.04%	0.47%	1.28%	1.01%	0.87%	3.42%	3.18%	9.04%										
80/20	0.43%	0.66%	-0.68%	0.13%	0.48%	1.25%	0.81%	0.48%	3.20%	2.54%	9.31%										
90/10	1.44%	1.16%	-0.53%	0.22%	0.49%	1.21%	0.61%	0.09%	2.99%	1.89%	9.58%										
100/0	2.44%	1.67%	-0.38%	0.31%	0.50%	1.18%	0.41%	-0.29%	2.77%	1.25%	9.84%										

结 论

我们的分析结果表明,在整个研究样本期,以夏普比率和 Sortino 比率衡量的 CTA 策略的风险调整收益总是高于大部分传统资产。不同于对冲基金,当市场表现很糟糕的时候(股票市场业绩表现最差时期),CTAs 与股票指数的相关系数是负数。同时,以不利的偏差(downside deviation)来衡量的 CTA 策略波动率又较股票指数为低,在市场上涨时期,CTA 策略则伴随着较高的 Sortino 比率。

股票市场下跌时期 CTAs 与股指的负相关性表明,CTAs 可以对灾难性事件提供很好的风险对冲。尽管对冲基金也可以提供分散化功能,但是在市场下跌时期,尤其是出现极端事件的时候,它们与股票指数具有正的相关性。因此,我们的发现说明,在股票资产组合当中加入管理更严格的 CTA 策略能够改善资产组合的整体风险收益结构。这种策略不仅可以提供一般性的资产分散化功效,而且,考虑到下跌市场时期的负相关性,CTAs 更是增进收益的分散器。尽管我们的研究对组合采用 CTAs 提出了强烈支持,但这种采用并非是无成本的。Liang(2003)发现,与对冲基金、对冲基金之基金相比,CTAs 的损耗率更高。不过,CTAs 作为收益增进分散器的原因还有待进一步的分析。固有的流动性风险可能是 CTAs 与对冲基金之间的重大差别。

作者:David Kuo Chuen Lee、
Francis Koh 和 Kok Fai Phoon

第二十章 将 CTA 纳入资产配置 流程：一个均值修正 的风险价值框架

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

VaR 已经成为非常重要的风险管理工具以及银行设置资本要求的重要方法。本章将研究传统资产组合纳入 CTA 后所产生的影响。通过使用均值修正的风险价值框架(mean-modified value at risk framework),我们将考察一个加拿大养老基金案例,并在给定的显著性水平下,使修正后的 VaR 最小化,来计算最优的资产组合。

引言

对于既注重业绩、又有风险意识的个人或者是机构投资者而言,关键问题是,如何最好地在可接受的风险下获得整体更高的收益率。答案或许是,构建一个部分资产投向另类投资的分散化组合。根据 Nakakubo(2002)的调查,截至 2001 年底,另类投资市场

容量已经达到 5 500 亿~6 000 亿美元。养老基金也在其资产组合中逐渐增加另类投资的比例。

对很多机构投资者而言,另类投资在很大程度上被视为不公开的、流动性低的投资工具,包括风险资本(venture capital)、杠杆收购(leveraged buyout)、危难证券(distressed securities)、私募债务(private debt)、油气项目(oil and gas program)和木材或者农田。不过,其他的另类投资工具,如对冲基金和商品交易顾问(CTAs),同样也获得了巨大的发展,经常提供一些在传统股票和债券投资上无法获得的投资机会。例如,管理型账户报告(Managed Account Reports, MAR)显示,管理型期货^[1]投资从 1980 年的不到 10 亿美元增长到 1999 年的接近 350 亿美元;对冲基金投资目前估计超过 3 000 亿美元。不仅如此,Lintner(1983)采用 15 个交易顾问的综合业绩来说明交易顾问组合(或者说是期货基金)的收益/风险比高于分散处理良好的股票/债券资产组合。此外,他还发现,交易顾问的收益与股票、债券或二者的组合之间存在低相关性。Lintner 研究了 1979~1982 年的情况。Schneeweis 和 Spurgin(1997)表示,不同的 CTA 和对冲基金、能源产品投资所提供的风险收益机会是无法从传统商品投资或者是房地产投资中得到的。芝加哥商业交易所(CME)(1997)的资料显示,在 1980~1998 年期间,管理型期货投资(依据巴克莱 CTA 指数测算)的复合年收益率是 15.8%。而作为美国股票市场有史以来表现最强劲的时期之一,同期普通股票投资的年复合收益率是 17.7%。相比之下,可见管理型期货优势明显。另外,它也超过了同期年复合收益率是 11.8%的债券。此外,分析表明,在相似的时期(1980~1997 年),包含管理型期货的资产组合具有相似的盈利性的同时风险低很多。Liang(2003)发现,对于对冲基金、对冲基金之基金和股市而

[1] “管理型期货”一词描述一个由被称为商品交易顾问的职业基金经理组成的行业。这些交易顾问在全权委托的基础上,以全球期货市场为投资中介来管理客户资产。

言,CTAs 是很好的对冲工具,而对于其他资产的对冲功能则相对较弱。在市场下跌的时候,尤为如此。Schneeweis 和 Georgiev (2002)研究了管理型基金的优势,结果表明,在传统股票和债券投资工具提供有限交易机会的经济环境下,CTAs 能够降低组合的波动风险,提升组合的收益,同时参与到传统投资不可得的更广泛的新兴金融产品和服务当中。不过他们注意到了作为投资替代的管理型期货的增长,在将管理型期货用于投资组合的时候,个人投资者需要增加他们的知识面和舒适度(comfort level)。例如,急剧膨胀的CTAs的表现仍然存在着一些令人疑惑的地方。在本研究中,我们首先使用更精确的风险量度分析CTAs作为另类投资的风险和收益好处。接着,我们展示了如何将CTAs整合进现有的投资策略,以及如何决定投资于这类产品的最优比例。

均值修正的风险价值框架

投资决策是为了从可得的机会中达到最优的风险/收益权衡。为了达到这个目的,组合经理必须要识别最有效的资产集(set of assets),使资产集在合意的期望收益下都能提供最低的风险水平。之后,选出与投资者风险回避偏好相容的一个结合点。均值一方差分析一直被越来越多地应用于资产配置,目前已经成为投资决策问题的标准模式。尽管在要求的风险和收益特征下识别资产组合的原理很清晰,但恰当的风险定义却是模糊的。资产组合经理的敏感性和目标不同,对风险的定义也就不同。某一位组合经理可能将风险定义为组合收益低于某种基准收益水平的概率,而另一位组合经理可能对组合的整体亏损数额更加敏感。在均值一方差框架下,风险被定义为预期的组合收益的可能方差(possible variation)。将标准差作为合适的风险测度意味着投资者对负收益的概率与正收益的概率同等看重。然而,要说投资者对下跌风险

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

的感知与对潜在上涨的感知相同是不可能的。因此,投资者需要一个更精确衡量下跌风险的工具。

依靠 VaR 方法,在一段给定时期和一定的概率下,我们可以度量资产组合可能的亏损值。VaR 已经成为被广泛使用的风险管理工具。例如,《1988 年巴塞尔协议》要求商业银行在设定最低资本充足要求时计算 VaR(Jorion 2001)。VaR 的一个主要优势在于它适用于包括股票和债券在内的不同类别的资产。此外,VaR 通常被作为事后评估工具,用来估计目前的市场风险敞口,并决定这些敞口是否需要削减。

我们的目标是基于 VaR 框架画出有效前沿。我们也使用 Cornish-Fisher(1937)扩展方法来调整传统 VaR 下收益分布的偏度和峰度,传统 VaR 下的收益分布通常会偏离正态分布。^{〔1〕}我们将经 Cornish-Fisher 扩展后的 VaR 称为修正后的 VaR。Favre 和 Galeano(2002b)的研究表明,只用波动率来衡量的风险低于用波动率、偏度和峰度来衡量的风险。因此,用修正后的 VaR 来度量的风险所产生的偏差更小。得出标准的 VaR、Cornish-Fisher 展开的 VaR 以及其他 VaR 的方法细节,见 Christoffersen(2003)。

CTAs 的特征

在我们对 CTAs 的风险收益特性作详细分析之前,我们有必要做谨慎的提示:另类投资与传统资产类别不同之处在于,传统资产类别的业绩数据和基准都是易得和可靠的,但一般而言,另类投资的业绩数据结构和可靠程度仍然还差得很远,CTAs 尤为如此。本章采用全球合格 CTA 指数(CTA Qualified Universe index,

〔1〕 Mina 和 Ulmer(1999)提出了四种方法:Johnson 变换、Cornish-Fisher 展开、Fourier 方法和蒙特卡罗方法来计算正态分布资产的 VaR。

CTA QU 指数)^[1]来代表整体 CTA 的状况,其作为一个整体,更具有交易顾问的业绩代表性,不会因为选择偏差而招致批评。

样本组合包括 CTA,加拿大、美国、国际市场的股票和国内债券。加拿大股票资产由标准普尔的多伦多交易所指数(S&P/TSK 指数)表示,CTA 由 CTA QU 指数表示(CIDM 数据库提供),美国股票资产由标准普尔 500 指数表示,国际市场股票资产由摩根斯坦利资本国际之欧洲、亚洲和远东市场指数(MSCI EAFE 指数)表示,债券由 Scotia Mcleod 全球债券指数(SCM 指数)表示。我们使用 1990 年 1 月至 2003 年 2 月的月度数据。

在所考虑的资产中(见表 20.1),CTA 指数的风险低于标准普尔 500 指数、S&P/TSX 和 MSCI EAFE。此外,CTA QU 指数的夏普比率高于股票指数,这表示,CTAs 提供了更好的风险调整收益。这可能低估了真实的风险,因此,我们使用调整后的月度夏普

表 20.1 CTA 和传统资产的特征,1990 年 1 月至 2003 年 2 月

资产	年均收益率	年波动率	偏度	超额峰度
CTA QU 指数	11.8%	10.2%	0.7	2.2
SCM 指数	9.8%	5.5%	-0.2	0.7
S&P/TSX 指数	7.3%	15.7%	-0.7	2.3
标准普尔 500 指数	11.1%	15.2%	-0.5	0.6
MSCI EAFE 指数	1.9%	16.4%	-0.5	0.8
资产	标准月度	修正后的 月度	月度 夏普比率	修正后的 夏普比率
CTA QU 指数	-5.9%	-5.3%	0.18	0.10
SCM 指数	-2.9%	-3.4%	0.23	0.11
S&P/TSX 指数	-9.9%	-13.9%	0.04	0.01
标准普尔 500 指数	-9.3%	-11.2%	0.11	0.04
MSCI EAFE 指数	-10.8%	-13.1%	-0.05	-0.02

[1] 全球合格 CTA 指数的数据和描述见 www.cisdsm.org。

比率来说明和确认 CTA QU 指数的优势。使用 VaR 和修正后的 VaR 来衡量风险后,CTAs 的风险仍然低于股票指数。例如, -5.3%的 CTA QU 指数的 1%VaR 表示,在接下来一个月,亏损大于 5.3%的概率是 1%(或者说亏损小于 5.3%的概率是 99%)。

除了富有吸引力的风险调整收益特征之外,CTAs 最重要的特征之一是其与传统资产类别良好的相关性结构(见表 20.2)。通过将 CTAs 加入到资产组合当中,传统组合经理有机会利用分散化方式,使其全球资产组合在更低的风险水平下,获得一贯的收益率。CTA QU 指数与股票市场有负的相关性(与 MSCI EAFE 的相关系数是-0.19,与标准普尔 500 指数的相关系数是-0.13,与 S&P/TSX 的相关系数是-0.12)。此外,CTAs 与债券市场具有显著的低相关性(0.2)。因此,将 CTAs 纳入一个分散化组合可以提供更多的分散化功效。

表 20.2 CTA 和传统资产类别的相关性,1990 年 1 月至 2003 年 2 月

	CTA QU 指数	SCM 指数	S&P/TSX 指数	标准普尔 500 指数	MSCI EAFE 指数
CTA QU 指数	1				
SCM 指数	0.20	1			
S&P/TSX 指数	-0.12	0.32	1		
标准普尔 500 指数	-0.13	0.26	0.75	1	
MSCI EAFE 指数	-0.19	0.20	0.66	0.70	1

将 CTAs 并入资产配置流程

在这一部分,我们将看到应用上述均值 VaR 分析框架后得到的结果。我们计算了一个加拿大养老基金的有效前沿和最优组合配置,假设前提是,加拿大养老基金的经理面临 VaR 的限制,即基金经理每个月的亏损不能超过既定的额度且满足一定的概率(一

一般是1%或5%)。

单个资产类别在特定限制下变化很大。因此,相对保守的资产配置被用来满足保守的投资者、养老基金和机构。对单个资产的权重在允许的保证金范围内进行调整,以使标准 VaR 最小化(见表 20.3)。通过第一步,我们可以检验将 CTA 加入传统资产组合的效应。在第二步中,VaR 修正值被用来更为准确地衡量风险。

表 20.3 单个资产的上限和下限

资产类别	最小值	最大值
CTAs	0%	10%
加拿大股票	10%	40%
美国股票	0%	30%
国际市场股票	0%	30%
加拿大债券	25%	50%

表 20.4 显示了 CTAs 代替美国股票后的情况。一旦切面组合的权重可得,我们就可以计算每种资产组合自 1990 年 1 月至 2003 年 2 月以来的月度收益率。基于这些月度收益率,我们计算样本期的平均收益率和修正后的 VaR。表 20.5 是我们得到的数据结果。数据显示,尽管含有 10%CTAs 的组合的平均收益低于不含 CTAs 的组合的平均收益,不过,以修正后的 VaR 衡量的风险而言,随着 CTAs 的增加,风险在减少。在传统资产组合中增加 CTA 投资后,修正后的夏普比率同样也得到了改善。

表 20.4 均值-VaR 最优化的资产权重

资产类别	不包含 CTA	CTA 投资上限为 10%
CTA QU 指数	0%	10%
MSCI EAFE 指数	6%	8%
标准普尔 500 指数	29%	17%
SCM 指数	50%	50%
S&P/TSX 指数	15%	15%
总 计	100%	100%

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 20.5 平均收益、修正后的 VaR 和修正后的夏普比率

	平均收益	修正后的 VaR	修正后的夏普比率
不包含 CTA 的组合	0.593%	5.93%	0.100
含 10%CTA 的组合	0.581%	4.56%	0.128

进一步来看，图 20.1 显示，如果我们不考虑收益分布的偏度和峰度——换言之，如果我们不使用修正后的 VaR，含 CTAs 的比例不超过 10% 的样本组合显示非常明确。我们假设投资者希望样本资产组合能够获得 7.2% 的年收益率。使用 Cornish-Fisher 展开法计算结果显示，如果投资者想按照标准 VaR 获得 7.2% 的年收益率，他们会低估风险约 14.28%。

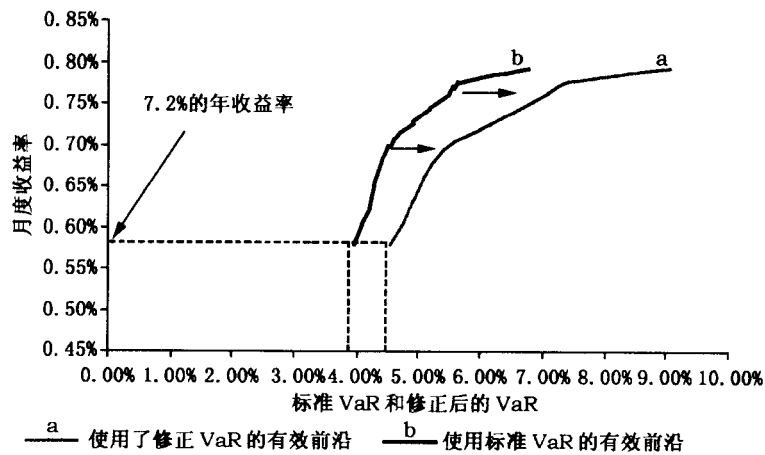


图 20.1 含 10%CTA 的养老金资产组合

对于投资者而言，关键在于，包含 CTAs 的另类投资是否可以有利于其资产组合。为了评估这种效应，我们对传统和非传统资产组合（包含 CTAs）都分别使用标准的和修正后的 VaR 进行分析。

图 20.2 中的箭头显示了效率曲线的移动，或者说是在传统资产组合中加入 CTA QU 指数后的正面效应。图 20.3 则显示了在

考虑偏度和峰度之后,CTAs 的增值效应(用修正后的 VaR 作为风险量度)。这两张图展示了我们在均值一方差图形中看到的经典一幕。很明显,在组合中加入具有高负偏度和峰度的 CTAs,可以为组合带来更好的风险调整收益。

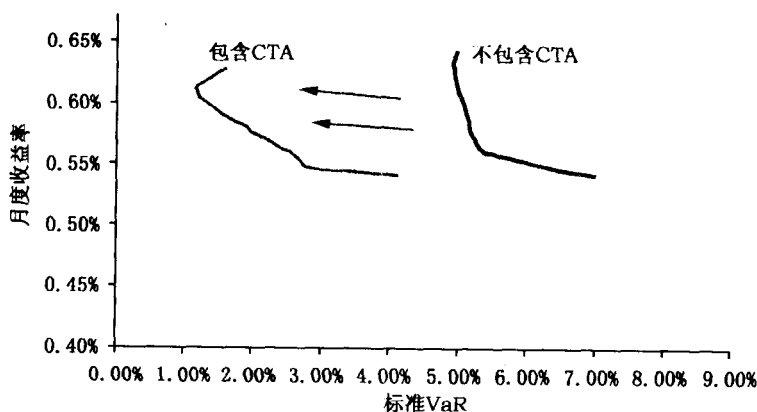


图 20.2 含 10%CTA 和不含 CTA 的养老金资产组合

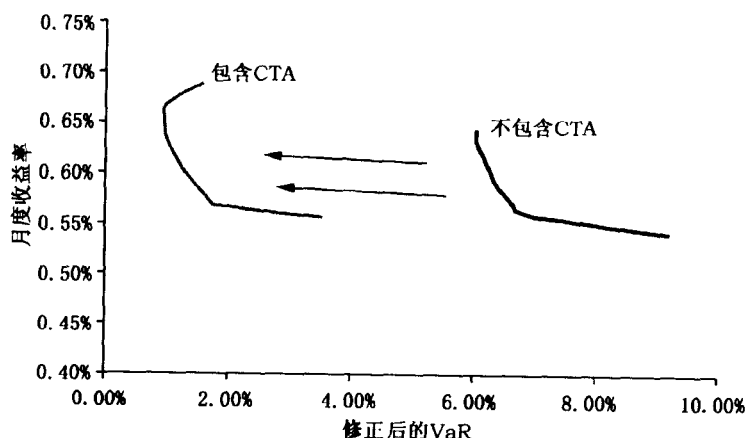


图 20.3 含 10%CTA 和不含 CTA 的养老金资产组合

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

结 论

现在很明确的一点是，将投资分到不同资产类别的传统策略尚显不足。我们研究的结论向投资群体提供了关于 CTAs 好处的
重要信息。我们研究显示，由 CTAs 和传统资产组成的有效配置
组合应该比只投资于传统资产能够提供更好的收益/风险比。我
们以及 Favre 和 Galeano(2002)的研究表明，利用修正后的 VaR 风
险标准来构造包含传统资产和另类资产的组合是可能的，同时，这
个资产组合在所定义的显著性水平下，出现超过修正后的 VaR 亏
损的概率最低。不过，投资者必须谨慎地选择 CTA。由于存在具
有不同特征和策略的 CTA，投资者需要把这些差异作为重要的考
虑因素，这可能比决定是否投资于这些资产本身更重要。最后，对
度量一般可选择投资风险，尤其是 CTA 和对冲基金风险的可选择
方法进行分析当然是必要的。

作者：Maher Kooli

第二十一章 CTA 收益的 ARMA 模型

本章我们延伸之前对冲基金收益模型化的想法,对 CTAs 进行了 ARMA 建模。结果表明,从 1996~2003 年,规模最大的 CTAs 的收益序列是平稳的,而在某些情况下,ARMA 模型可以对收益序列作出充分的说明。相比对冲基金的情况,我们发现,分析 CTAs 通常需要使用高阶的 ARMA 模型。我们同时也检验了收益过程的结构变化,拟合了 2000~2003 年期间类似的模型。和前期对冲基金的研究结论相比,研究结果没有显示出明显的差异。

引 言

1996~2003 年期间带给投资者无数意外,股票市场在 1996 年表现优异,而在之后 3 年时间里连续下跌,直到 2003 年,期待已久的经济复苏终于出现。商品交易顾问(CTAs)没有遭受多年的亏损,确切地说,是没有遭受股票市场那样大的亏损。CTAs 指数显

期货
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

示,除了 1999 年出现小额亏损之外,其他年份里(研究期内)CTAs 都是盈利的。在股票市场失去控制的数年中,CTAs 为投资者提供了安全的避风港。下一部分,我们将从收益表现的角度,展示一些无论是和股票市场还是和对冲基金相比,CTAs 在此间表现都相对稳定的历史证据。

在过去几年时间里,大量的对冲基金经理受累于日益增加的股票风险,因为预期中的经济复苏直到 2003 年才姗姗来迟,在某些情况下,这些风险也促成了对冲基金经理的存在。从图 21.1 至图 21.3 可以看出,很明显,CTAs[用 CSFB 管理型期货指数表示(Credit Suisse First Boston Managed Futures Index,CSFB MFI)]强劲地抵抗住了股票市场的下跌趋势。与此同时,除了 1999 年小幅亏损外,CTAs 还提供了正的收益率。图 21.1 显示了每种对冲基金策略、CTAs 分别与标准普尔 500 指数的年相关性,以及 CTAs 和标准普尔相关性的变化对 CSFB 管理型期货指数(CSFB MFI)年收益率的影响。图 21.2 和图 21.3 分别显示了对冲基金策略、CTAs 与纳斯达克(Nasdaq)和雷曼综合债券指数的对应结果。

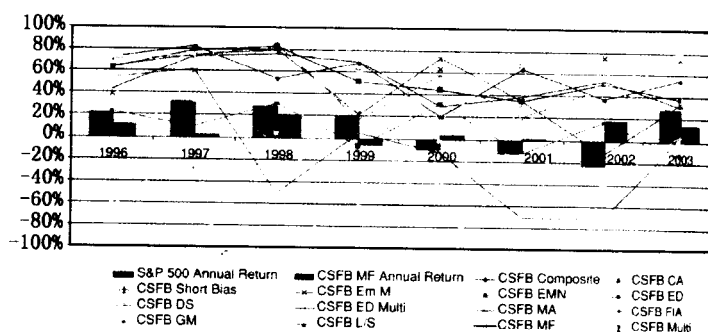


图 21.1 CTA、对冲基金策略与标准普尔 500 指数的相关性

这些历史业绩的比较结果显示,CTAs 是一种值得探索的投资工具,对股票/债券组合和股票/债券对冲基金组合能够提供独特的收益/风险特征。大量的研究已经对管理型期货的益处进行了讨论(CISDM 2002),因此,我们这里只限于分析模型化管理型期

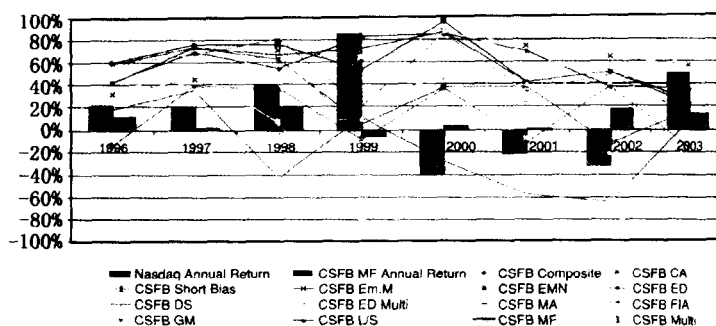


图 21.2 CTA、对冲基金策略与纳斯达克的相关性

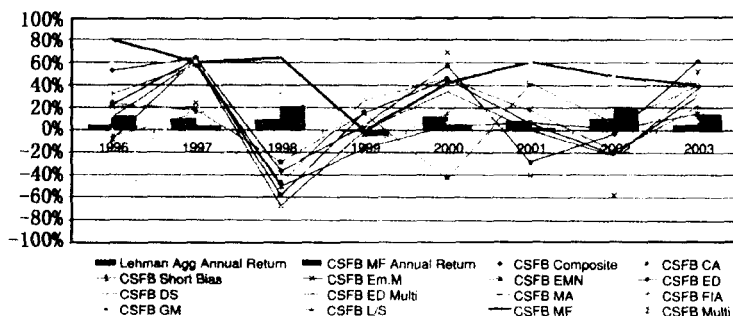


图 21.3 CTA、对冲基金策略与雷曼指数的相关性

货收益序列的重要性。

下一部分,我们检验 CTAs 是否产生平稳的收益时间序列,我们将尝试拟合自回归移动平均(auto-regressive moving average, ARMA)模型。

方 法

我们检验收益时间序列 $\{y_t\}_{t=1}^{\infty}$ 的二阶(弱)平稳性。也就是说,我们要检验序列的一阶、二阶矩以及它的自相关性是否具有时变性。为了进行比较,我们进行了 Gregoriou 和 Rouah(2003a)对

对冲基金作过的全部检验,以及在其他研究中出现过的检验。不过,因为我们的数据样本包括了所有向国际证券和衍生品市场中心(Centre for International Securities and Derivatives Markets, CISDM)数据库报告业绩记录的 CTAs,因此我们更全面地研究了一系列 CTAs 和相关资产,而这些 CTAs 和资产都满足某种跟踪记录或者管理要求。我们同时还扩展研究了基金经理的超额收益,用来作为决定基金经理阿尔法平稳性的指标。我们用 ADF 来进行序列的单位根检验。我们的研究考虑了截矩和时间趋势。

$$\Delta y_t = \mu + \lambda t + (\gamma - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \phi_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (21.1)$$

在我们检验了序列的平稳性之后,我们用相关性图(correlogram)为每个序列作出指引,用不同阶的 ARMA(p, q)过程对收益序列建模。最后,我们用 Chow 方法检验稳定性,研究特定 ARMA 过程参数可能出现的结构性变化。

数 据

在这次研究中,我们从 CISDM 数据库中选择了规模最大的十家 CTAs, CISDM 数据库具有 1996 年 1 月至 2003 年 12 月的完整月度数据序列。2003 年第四季度,他们管理的平均资产值超过 1 亿美元。为了进行比较,我们要求 CTAs 的收益序列是完整的,同时还要有一定的规模(以最新的可得数据为准),我们想对相对较长的 CTAs 历史跟踪记录进行检验。对冲基金跟踪记录的长度和资金规模效应已经被 Schneeweis、Kazemi 和 Karavas(2003a, b)广泛检验。虽然就我们所知针对 CTAs 的类似研究还没有,但是,我们也期望具有长期历史记录的较大规模的对冲基金的益处也能用于 CTAs。简而言之,长期历史记录提供了基金经理在不同市场状况下的业绩证明,而大规模管理资产则表明了所使用的策略可以

更大规模地被复制。后者对 CTAs 尤其重要,因为大成交量关系到基金经理对某种期货品种价格的影响,管理小规模资产的基金经理对价格的影响程度则更小。

就检验中使用的超额收益的计算而言,我们根据 CISDM 等权重合格交易顾问指数(CISDM Equally Weighted Trading Advisor Qualified Universe Index,CISDM CTA 指数)计算了 CTA 的月度超额收益。CISDM CTA 指数是所有 CTAs 和商品基金经理(Commodity Pool Operator,CPO)报给 CISDM CTA 数据库的收益中位数。截至 2003 年底,数据库中大约有 600 家 CTAs 和 CPOs,每个占有相等的份额。

分析中涉及到的 CTAs 收益、CSFB/Tremont 和 CISDM 指数没有经过调整,未剔除自带的偏误(bias)。对指数隐含偏误的描述,部分适用于数据库,可参见 Karavas 和 Siokos(2004)。

以下的表格对模拟过程中所用数据集和相应的超额收益提供了描述性统计。从表 21.1 中,我们可以看到,CTAs 提供了大范围

表 21.1 十家最大 CTAs 的统计数据,1996 年 1 月至 2003 年 12 月

	年收 益率	年标 准差	信息 比率 ^a	月度最 小收益	月度最 大收益	盈利月 份比例	不盈利 月份比例	与 CISDM CTA 指数 的相关性	AUM ^b (百万美元) Q3-03
CTA1	17.04%	14.47%	1.18	-9.62%	12.22%	65%	35%	0.81	4 523
CTA2	5.92%	5.98%	0.99	-5.50%	9.65%	68%	32%	-0.12	2 103
CTA3	15.73%	14.77%	1.07	-11.97%	9.44%	63%	38%	-0.11	1 463
CTA4	8.60%	6.00%	1.43	-2.29%	10.39%	69%	31%	0.05	1 385
CTA5	12.79%	10.32%	1.24	-4.49%	9.48%	58%	42%	0.54	1 192
CTA6	16.58%	12.58%	1.32	-7.95%	16.50%	58%	42%	0.78	1 134
CTA7	15.35%	13.84%	1.11	-10.33%	9.54%	60%	40%	0.83	950
CTA8	11.20%	14.42%	0.78	-9.68%	11.01%	56%	44%	0.79	890
CTA9	20.87%	15.53%	1.34	-6.99%	14.36%	61%	39%	0.75	839
CTA10	11.22%	15.11%	0.74	-8.03%	12.23%	55%	45%	0.52	821
CISDM	9.60%	9.26%	1.04	-4.45%	7.80%	59%	41%	1.00	

注:a 低于 CISDM CTA 指数信息比率的 CTA 的信息比率是粗体。

b AUM: Assets under management,旗下管理的资产额。



的表现特征。值得注意的是,以信息比率表示的风险调整后的收益相对于 CISDM CTA 指数的信息比率变动明显。对十家最大规模、存续期至少八年的 CTAs 来说,这意味着,他们当中大部分所提供的收益和他们所承担的风险是不匹配的(见表 21.2)。粗体的信息比率表示在 CISDM CTA 指数的信息比率之下。

表 21.2 十家最大 CTAs 超额收益的统计数据,
1996 年 1 月至 2003 年 12 月

	年超额 收益率	年标准差	月度 最小收益	月度 最大收益	正超额收 益月份 比例	负超额收 益月份 比例
CTA1	7.07%	8.90%	-5.42%	8.25%	60%	40%
CTA2	-4.26%	11.60%	-8.71%	11.28%	49%	51%
CTA3	4.58%	18.30%	-12.73%	11.08%	59%	41%
CTA4	-1.73%	10.79%	-9.26%	7.81%	50%	50%
CTA5	2.59%	9.43%	-5.59%	6.86%	60%	40%
CTA6	6.46%	7.83%	-4.04%	9.29%	57%	43%
CTA7	5.51%	8.01%	-5.96%	5.96%	55%	45%
CTA8	1.66%	9.10%	-6.96%	6.43%	52%	48%
CTA9	10.59%	10.54%	-4.59%	10.98%	59%	41%
CTA10	1.34%	13.01%	-12.43%	12.21%	48%	52%

结 果

ADF 检验显示,对本研究中所有的 CTAs 而言,误差项都是白噪声;因此所有序列都是平稳的。除了一个 CTA(CTA 3)以外,我们能够以 1% 的显著性水平拒绝所有 CTAs 的单位根零假设(CTA 3:10%显著性水平)。所有 ADF 检验均在四阶滞后(four lags)下运行;结果如表 21.3 所示。我们对 CTAs 超额收益进行了类似的检验,结果如表 21.4 所示。使用 CTAs 收益的研究结果与 Gregoriou 和 Rouah(2003a)对对冲基金的研究结果一致,但他们

没有对超额收益进行研究。本研究则显示,十家最大的基金相对 CISDM CTA 指数策略增加的阿尔法值实际上也是平稳的。

通过使用相关图,我们发现,在某些情况下,自相关性在一阶滞后下并没有减弱,因此,需要在模型中使用更高阶滞后。如表 21.3 所示,所研究的 CTAs 收益都带有前期收益水平的影响。表 21.3 显示了不同阶的 ARMA 模型,以更好地表示对应的收益序列。在一定情况下(CTA 2,CTA 5,CTA 10),由于较高的 R^2 和显著的相关性,模型的表述是充分的。对 CTA 9 而言,虽然 R^2 相对较高,但是 MA 过程是不可逆的。对于 CTA 3 而言,虽然我们在 5% 的显著性水平下无法拒绝单位根存在的假设,但是我们已使用的 ARMA(2,2)模型的 R^2 很低。我们注意到仅有 CTA 2 和 CTA 3 与 CTA 指数具有低的负相关性。

表 21.4 用超额收益呈现了类似于表 21.3 的结果。研究 CTAs 超额收益的好处在于,我们可以看到单个 CTAs 能否比所属的策略有更好的表现,以及如何有更好的表现。以追求阿尔法值最大化为目标,在评估基金经理纳入 CTAs(CPOs)的组合或其混合策略的组合时,分析超额收益相当有用。

表 21.2 显示了,CTA 2 表现不及 CISDM CTA 指数,但是表 21.4 显示了其超额收益序列看起来具有平稳性。CTA 9 和 CTA 10 的超额收益具有高的 R^2 值和显著的相关性,为 ARMA 模型充分表述,见表 21.4。CTA 9 和 CTA 10 都优于 CISDM CTA 指数,但它们也是十个 CTAs 以及指数中波动最大的。

我们接着对 ARMA 的参数进行稳定性检验,以研究可能存在的结构变化。为了达到这个目的,我们对 2000 年 1 月前后进行了 Chow 检验。之所以选择这个临界点是因为 1999 年是股票指数收益非常好的一年,而之后 CTAs 的表现不佳。

Chow 检验统计数据如表 21.3 所示。三个 CTAs 的 F 值相对较高,说明存在结构变化。对 CTA 9 而言,我们没有检验其结构变化,因为 MA 是不可逆的,该模型即使在 2000~2003 年期间也拟

贵

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

表 21.4

CTA 超额收益: ARMA 模型

	ADF 检验	μ	AR(1) α_1	AR(2) α_2	AR(3) α_3	AR(4) α_4	MA(1) β_1	MA(2) β_2	MA(3) β_3	MA(4) β_4	R ²
CTA Exc1	-4.476 1	0.005 9	-0.720 3				0.710 9				0.01
CTA Exc1: p 值		0.025 9	0.019 1				0.026 2				
CTA Exc2	-5.309 4	-0.004 3	-0.713 2				-0.859 2				0.07
CTA Exc2: p 值		0.017 8	0.000 0				0.000 0				
CTA Exc3	-4.357 4	0.005 1	-0.529 3	-0.787 7			0.594 7	0.980 0			0.12
CTA Exc3: p 值		0.358 8	0.000 0	0.000 0			0.000 0	0.000 0			
CTA Exc4	-5.356 9	-0.001 2	-0.367 7	-0.894 5			-0.418 7	0.961 7			0.03
CTA Exc4: p 值		0.703 3	0.000 0	0.000 0			0.000 0	0.000 0			
CTA Exc5	-4.190 0	0.002 5	1.071 6	-0.753 9			-1.222 0	0.963 8			0.07
CTA Exc5: p 值		0.385 5	0.000 0	0.000 0			0.000 0	0.000 0			
CTA Exc6	-4.261 6	0.004 6	-0.599 7	-0.472 4	-0.706 7		0.572 2	0.572 1	0.966 1		0.11
CTA Exc6: p 值		0.047 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0		0.000 0	0.000 0	0.000 0		
CTA Exc7	-4.870 9	0.005 1	-0.789 0	-0.564 4			-0.827 1	0.698 3			0.01
CTA Exc7: p 值		0.057 2	0.003 9	0.037 6			0.000 9	0.005 3			
CTA Exc8	-5.174 2	0.001 4	-0.456 0				0.576 8				0.00
CTA Exc8: p 值		0.627 6	0.177 1				0.070 6				
CTA Exc9	-3.990 1	0.010 0	0.549 8	0.929 3	0.135 6	-0.664 3	-0.492 9	-1.016 0	-0.411 5	0.924 8	0.16
CTA Exc9: p 值		0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.297 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	
CTA Exc10	-6.769 2	0.001 6	0.776 8	-0.520 2			-1.109 1	0.388 9			0.20
CTA Exc10: p 值		0.243 5	0.000 0	0.000 4			0.000 0	0.030 0			

注: 所有 ADF 检验的显著性水平是 1%。CAT9 在 5% 的显著性水平下拒绝了单位根假设。

合得不好。

对三个具有较高 F 值的 CTAs,我们拟合了 2000~2003 年期间相应的 ARMA 模型。如表 21.5 所示,CTA3 和 CTA8 有了明显的改善(依据是 R^2 增加)。对 CTA4 而言,ARMA(1,1)(结果未显示)似乎比 1996~2003 年、2000~2003 年使用的 ARMA(2,1)更适用于 2000~2003 年的收益序列模型。

表 21.5 CTA 收益,2002~2003 年:ARMA 模型

	μ	AR(1) α_1	AR(2) α_2	MA(1) α_1	MA(2) α_2	R^2
CTA3	0.012 3	-0.804 2	-0.654 6	0.999 4	0.980 0	0.16
CTA3: p 值	0.089 5	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	
CTA4	0.005 0	-0.573 4	0.095 6	0.873 1		0.04
CTA4: p 值	0.028 8	0.012 6	0.574 8	0.000 0		
CTA8	0.012 0	-0.701 8	-0.148 2	0.952 9		0.09
CTA8: p 值	0.083 1	0.000 0	0.352 1	0.000 0		

结 论

通过大量使用了 ARMA 模型,我们研究了 CISDM 数据库中十家最大 CTAs 的收益序列行为。结果显示,CTA 收益及相对 CISDM CTA 指数的超额收益序列一般是平稳的(使用 ADF 检验)。针对规模最大 CTAs 的 ARMA 模型比对冲基金下的模型(Gregoriou and Rouah 2003b)往往更高阶。尽管大多数情况下参数显著,但是少有 CTA 模型具有足够大的 R^2 。不幸的是,这意味着模型几乎没有预测能力。Chow 检验表明,一些 CTAs 收益序列可能存在结构变化。有两个 CTAs,其同样的模型对临界点(2000 年 1 月)之后的时期提供了更好的表述,而对第三个 CTA,不同的 ARMA 模型才能提供更好的结果。

作者:Vassilios N. Karavas 和 L. Joe Moffitt

第二十二章 CTA 的风险调整后收益：使用修正的夏普比率

很多机构投资者使用传统夏普比率来研究 CTA 的风险调整后收益，然而，因为另类资产收益的非正态分布特征，用传统夏普比率会产生问题。修正的 VaR 和修正的夏普比率可以解决这个问题，并能提供一种更好的工具来准确测量风险调整后的业绩。下面，我们根据夏普比率和修正的夏普比率对 30 个 CTA 进行评级，我们发现，规模较大的 CTA 具有高修正的夏普比率。

引言

组合业绩评估对投资者、基金经理和 CTA 而言都是一项基本的工作。传统的资产组合度量标准于 CTA 而言可用价值有限。例如，因为 CTA 收益的非正态分布，用传统的夏普比率评估业绩，采取方差(标准差)来表述风险，会高估单位风险的超额回报。

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

在发现 CTAs 收益的非正态特征后，由于使用方差来测量风险敞口，Markowitz(1952)提出的解决组合选择的均值一方差法一直倍受批评。VaR 作为更好地度量金融风险的工具，被投资公司、大银行和养老基金所接受。自 1998 年长期资本管理公司(LTCM)破产以来，市场下跌频频发生，作为一种风险管理工具，VaR 在风险管理领域处于至高无上的地位，被认为是分析 CTAs 市场风险敞口的主流技术。

VaR 被广泛接受，尤其是修正的 VaR 被作为一种相关的风险管理工具，因此，我们通过修正的夏普比率来构想适用性更强的 CTAs 组合业绩量度。^[1]

用传统夏普比率来对 CTAs 评级会低估尾部风险，高估收益。高偏度的分布会使高于平均水平(greater-than-average)的风险被低估。收益分布越偏离正态分布，风险被低估的程度则越高。

本章将根据传统夏普比率和修正的夏普比率对 30 个 CTAs 进行评级。结果表明，当研究非正态分布的收益时，使用修正的夏普比率更精确。CTA 的子类别大多数都具有收益的非正态分布。

文献回顾

很多 CTAs 都会公布包含传统夏普比率的具有误导性的报告，利用风险调整后收益，基金的表现会显得更好。使用传统夏普比率的缺点是不能区分上涨和下跌风险。

VaR 已经是金融研究文献中无处不再的风险度量工具。不

[1] 传统的 VaR 假定正态分布并使用传统的标准差方法，只能观察到极端情况下分布的尾部。当研究共同基金时，这是正常的，但当把这种技术用于对冲基金之基金时，因为收益分布的非正态性，困难便产生了(Favre and Galeano 2002a, b)。修正的 VaR 考虑了均值、标准差、偏度和峰度来正确评估对冲基金之基金的风险调整后收益。用传统的标准差方法来计算由 50% 的股票和 50% 的债券组成的传统投资组合的风险，可能低估程度会超过 35%(Favre and Singer 2002)。

过,简单的 VaR 也存在一些不足。测度 VaR 的一些方法,例如 Jorion(2000)提出的 δ -正态(Delta-Normal)方法,简单易用。不过,这个公式也有一个缺陷——CTAs 经常使用诸如期货合约之类的卖空和衍生品策略,因此违反了正态分布的假设。

近期,几种方法被提出,以正确评估非正态分布收益的 VaR (Rockafellar and Uryasev 2001)。通过对一般亏损的分布使用有条件的 VaR,Agarwal 和 Naik(2004)构建了一种均值条件 VaR,说明均值一方差分析会低估尾部风险。Favre 和 Galeano(2002b)也提出了一种技术,来正确评估具有非正态分布收益的 CTAs。他们的研究都表明,修正的 VaR(MVaR)大幅地改善了传统 VaR 的精确度。修正的 VaR 和传统 VaR 之间的差别是,后者只考虑了均值和标准差,而前者则考虑了诸如偏度和峰度的高级矩。

修正的 VaR 可以让我们计算更适用于 CTAs 的修正的夏普比率。例如,当两个资产组合都具有相同的均值和标准差的时候,它们仍然会由于可能的极端损失而大为不同。如果股票和债券比例均等的传统资产组合采用标准差,而不是修正的 VaR 来计算风险调整的业绩,结果将低估风险超过 35% (Favre and Galeano 2002b)。

数据和方法

数据集包括了 164 个 CTAs,这 164 个 CTAs 向巴克莱交易集团数据库报告月度业绩数据和全部佣金(net of all fees)。数据期间是从 1997 年 1 月至 2003 年 11 月 31 日,总共 83 个月。我们选择这段时间的原因是它包括了一些极端的市場事件,例如,1998 年 8 月长期资本管理公司(LTCM)破产及 2001 年“9·11”袭击。我们从中抽取数据,并按照最后的管理资产额评定出顶级 10 名、中级 10 名和末级 10 名。我们这样比较的目的是看使用传统夏普比



率和修正的夏普比率时，组别之间是否存在差异。我们使用来自 www.alternativesoft.com 的 Extreme metric 软件，采用 99% 的 VaR 概率来计算最终结果，同时假设我们能够以 0% 的无风险利率进行借贷。

传统夏普比率和修正的夏普比率的差别在于，后者分母的位置由标准差变为了修正的 VaR。传统的夏普比率一般被定义为单位标准差的超额收益，如下式表述：

$$\text{夏普比率} = \frac{R_P - R_F}{\sigma} \quad (22.1)$$

其中， R_P = 资产组合的收益；

R_F = 无风险利率；

σ = 资产组合的标准差。

修正的夏普比率可以被修正的 VaR 定义为：

$$\text{修正的夏普比率} = \frac{R_P - R_F}{MVaR} \quad (22.2)$$

修正的 VaR 公式的推导超出了本章的讨论范围。细节说明读者可以参阅 Favre 和 Galeano(2002b) 及 Christoffersen(2003)。

实证结果

描述性统计量

表 22.1 显示了研究期间 CTAs 的月度统计数据，包括了均值、标准差、偏度、超额峰度和复合收益率。

复合收益率的平均数和月度收益率的均值在顶级组别(组 A)最大，在未级组别(管理资产额最后 10 名)最低，与预期一致。此外，我们发现，未级组别的负偏度更明显，从而产生更负面的极端收益，而中级组别(组 B)则具有最大的正偏度。一种可能的解释

是,中等规模的 CTA 在下跌市场中能够更好地控制偏度,一般很少出现负的月度收益率。大规模的 CTA 在建立和结平投资头寸时难度相对较大。

末级组别(组 C)具有最大的波动率(标准差 32.56%)和最低的复合收益率(18.29%),可能原因是 CTAs 企图承受更高风险来换取更高收益。

表 22.1 描述性统计量

基金名称	资产额 (百万美元)	平均 年收益 (%)	平均年 标准差 (%)	偏度	超额峰度	复合 收益率 (%)
组 A: 子样本 1: 顶级组别						
Bridgewater Associates	6 831.00	11.88	9.75	-0.10	-0.60	119.38
Campbell & Co., Inc.	5 026.00	14.16	13.70	-0.40	0.10	148.53
Vega Asset Management (USA) LLC	2 054.68	9.21	4.60	-1.50	5.00	87.28
Grossman Asset Man- agement	1 866.00	15.64	15.28	-0.10	-0.30	170.81
UBS O'Connor	1 558.00	8.31	8.54	0.30	0.70	73.02
Crabbe Capital Manage- ment, LLC	1 511.00	7.74	6.31	1.10	3.70	68.29
FX Concepts, Inc.	1 480.00	10.79	15.26	0.30	-0.10	94.63
Grinham Managed Funds Pty., Ltd.	1 280.00	11.69	10.01	0.50	-0.10	116.34
Rotella Capital Manage- ment Inc.	1 227.95	11.63	12.19	0.30	0.30	112.10
Sunrise Capital Partners	1 080.96	13.77	13.75	0.90	0.50	142.03
平均	2 391.62	11.48	10.94	0.13	0.92	113.24
组 B: 子样本 2: 中级组别						
Compucom Finance, Inc.	53.00	9.90	22.18	0.50	0.50	68.12
Marathon Capital Growth Ptnrs., LLC	50.10	13.73	14.78	0.00	1.30	139.11
DynexCorp Ltd.	50.00	7.47	12.17	0.10	-0.70	59.25
ARA Portfolio Manage- ment Company	47.70	7.05	17.24	-0.10	0.90	47.08
Blenheim Capital Mg- mt., LLC	46.50	21.66	37.22	-0.10	-0.20	181.17



续表						
基金名称	资产额 (百万美元)	平均 年收益 (%)	平均年 标准差 (%)	偏度	超额峰度	复合 收益率 (%)
组 B: 子样本 2: 中组组别						
Quality Capital Management, Ltd.	46.00	13.06	16.34	0.20	-0.40	124.74
Sangamon Trading, Inc.	46.00	9.06	7.30	1.80	6.70	83.40
Willowbridge Associates, Inc.	45.80	14.38	42.44	0.90	4.80	48.89
Clarke Capital Management, Inc.	43.20	16.19	17.41	0.60	0.90	175.78
Millburn Ridgefield Corporation	42.94	5.91	17.47	1.00	0.70	36.04
平均	47.12	11.84	20.46	0.49	1.45	96.36
组 C: 子样本 3: 末级组别						
Muirlands Capital Management LLC	0.40	16.10	24.11	0.20	-0.70	149.13
Minogue Investment Co.	0.40	9.27	41.88	1.70	8.30	8.10
Shawbridge Asset Mgmt. Corp.	0.22	15.66	33.88	1.00	3.00	102.94
International Trading Advisors, B. V. B. A.	0.20	-6.33	12.22	-1.10	8.10	-38.83
Be Free Investments, Inc.	0.20	14.95	20.49	-1.50	5.70	140.79
Lawless Commodities, Inc.	0.10-11.10		43.02	-1.70	7.80	-77.22
District Capital Management	0.10	13.80	34.68	-0.50	1.20	67.73
Venture I	0.10	-1.42	21.19	-2.50	11.80	-22.91
Marek D. Chelkowski	0.10-15.91		78.29	-0.30	0.50	-95.98
Robert C. Franzen	0.10	-8.94	15.79	-2.00	4.70	-50.81
平均	0.19	2.61	32.56	-0.67	5.04	18.29

业绩讨论

表 22.2 显示了市场风险和业绩表现的结果。首先,顶级组别传统的和修正的 VaR 绝对值最低(所面临的极端市场亏损小)。此外,末级组别传统的和修正的 VaR 绝对值最高,意味着管理小规模

资产的 CTAs 更易受极端亏损的影响。末级组别的现象并不令人吃惊,因为表 22.1 已经显示他们的月平均收益最低。

就业绩而言,末级组别传统的和修正的夏普比率最低,所显示的结果是,在控制风险调整后业绩的工作上,大规模 CTAs 比小规模 CTAs 做得更好。通过比较传统的和修正的夏普比率,我们发现,传统的夏普比率更高,这确认了当使用传统夏普比率的时候,尾部风险会被低估。

表 22.2 业绩结果

基金名称	传统 VaR (%)	修正 VaR (%)	传统 夏普比率	修正 夏普比率
组 A: 子样本 1: 顶级组别				
Bridgewater Associates	-6.42	-6.28	0.09	0.10
Campbell & Co., Inc.	-8.17	-9.13	0.13	0.12
Vega Asset Management (USA) LLC	-1.33	-2.64	0.60	0.30
Grossman Asset Management	-8.99	-8.94	0.11	0.11
UBS O'Connor	-3.91	-3.75	0.25	0.26
Crabbe Capital Management, LLC	-2.85	-2.33	0.24	0.29
FX Concepts, Inc.	-9.22	-8.09	0.10	0.11
Grinham Managed Funds Pty., Ltd.	-5.66	-4.23	0.16	0.22
Rotella Capital Management Inc.	-7.33	-6.54	0.12	0.14
Sunrise Capital Partners	-8.08	-4.89	0.11	0.18
平均	-6.20	-5.68	0.19	0.18
组 B: 子样本 2: 中级组别				
Compucom Finance, Inc.	-11.07	-12.66	-0.03	-0.03
Marathon Capital Growth Ptnrs., LLC	-10.69	-9.36	0.11	0.10
DynexCorp Ltd.	-6.83	-7.60	0.01	0.02
ARA Portfolio Management Company	-12.24	-10.98	0.06	0.05
Blenheim Capital Mgmt., LLC	-21.76	-21.49	0.08	0.08



续表

基金名称	传统 VaR (%)	修正 VaR (%)	传统 夏普比率	修正 夏普比率
组 B:子样本 2:中级组别				
Quality Capital Management, Ltd.	-8.81	-9.85	0.11	0.13
Sangamon Trading, Inc.	-2.19	-4.01	0.23	0.12
Willowbridge Associates, Inc.	-3.54	-32.94	0.03	0.02
Clarke Capital Management, Inc.	-8.32	-9.94	0.12	0.10
Millburn Ridgefield Corporation	-7.21	-12.67	0.07	0.04
平均	-9.27	-13.15	0.08	0.06
组 C:子样本 3:末级组别				
Muirlands Capital Management LLC	-13.90	-15.98	0.03	0.03
Minogue Investment Co.	-24.62	-29.99	-0.01	-0.01
Shawbridge Asset Mgmt. Corp.	-18.66	-22.18	0.03	0.04
International Trading Advisors, B. V. B. A.	-21.31	-10.86	-0.01	-0.00
Be Free Investments, Inc.	-24.37	-14.15	0.06	0.03
Lawless Commodities, Inc.	-52.03	-29.80	-0.11	-0.06
District Capital Management	-29.99	-24.05	0.02	0.02
Venture I	-26.46	-13.79	-0.06	-0.03
Marek D. Chelkowski	-44.79	-40.25	-0.10	-0.09
Robert C. Franzen	-11.90	-8.34	-0.09	-0.06
平均	-26.80	-20.94	-0.02	-0.01

结 论

当使用传统的风险调整后业绩度量方法来评估收益非正态分布的 CTAs 时,我们会遇到难题,理解这个问题非常重要。机构投

投资者必须使用修正的 VaR 来正确测度风险调整后的收益。修正的 VaR 在处理极端收益时具有更好的效果,因为标准的 VaR 只考虑了分布的一阶矩、二阶矩情况,即均值和标准差。而修正的 VaR 则考虑到了分布的三阶矩、四阶矩情况,即偏度和峰度。同时采用修正的夏普比率和修正的 VaR 能够使投资者更准确地评估 CTA 的业绩表现。在很多情况下,根据修正的夏普比率检验收益正态分布的资产时所得到的评级结果和根据传统夏普比率所得到的一样。之所以会出现这种情况,是因为如果偏度和超额峰度为零,修正的 VaR 比率会收敛于经典的 VaR。

我们所提出的统计量可以应用于所有收益非正态分布的 CTA 类别。我们认为,很多想把 CTAs 加入传统股票和债券组合的机构投资者必须要求更多和更适当的数据,如修正的夏普比率,来分析 CTAs 的收益。

作者:Robert Christopherson 和 Greg N. Gregoriou



前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

第二十三章 管理型期货的时间分散功能

在金融研究文献中，股票的长期风险是否大于短期风险是一个长期存在的争论。本章我们将采用一个基于历史数据的方法，对管理型期货在不同时期的事后业绩进行分析。我们发现，就保本(capital preservation)而言，管理型期货的长期风险似乎小于短期风险。不过，一旦基准收益上涨，这种优势就会面临风险(at risk)。考虑到管理型期货与传统资产类别的相关性特征，事实上，我们倾向于将管理型期货作为资产组合的分散器，而不是独立的投资工具。

引言

上帝始创的亚当和夏娃原本是永生的，不幸的是，偷吃禁果使他们意识到衰老的存在，自己终将走向死亡。很多语句——生命短暂(vita brevis)、尘世繁华易逝(sic transit gloria mundi)、把握当

下(carpe diem)、时光飞逝(tempus fugit)——都在提醒我们时间的不可回避性,人类试图超越时间,或者说至少想寻找解脱的行为是愚蠢的。

就我们所知,时间流逝可以提供增长而不是衰减的惟一领域只有投资,尤其是考虑到复利的力量。复利是指以息生息,爱因斯坦(Einstein)将之描述为“宇宙间最强大的力量”、“世界的第九大奇迹”。复利的影响显而易见:投资和收益再投资期越长,资产就增长得越快。关键是有耐性,让时间为你所用。

复利的影响已经被广泛认识,在资产组合中,另一个与时间变迁相关的理论被称为时间分散性(time diversification)。该理论在资产管理实践中得到确立,但是学术界对其存在“安全剂量下的怀疑态度”(a healthy dose of skepticism)。简单地说,这个理论认为,拉长投资期可以减少投资风险。有经验的投资者都知道,按天来看,市场是一个过山车(roller-coaster)运动。某种资产的价格可以一天上涨2%,然后次日又下跌5%。不过,从长期看,一个普遍的信条是,市场应该是走上涨趋势,原因很简单,因为收益中必须包含风险溢价,这样才能促使风险回避型投资者相信应该参与市场。这种哲学建议投资者对市场持长期投资的态度,而不要过于关注短期波动。有了这样的预期,最终,投资者资产组合增值的几率会提高。这种观点的推论是,投资者的投资期越长,更多的资金就越应该投入更高风险的投资——当然,前提是承担更高风险意味着获取更高的风险补偿,或者是更高的收益率。

时间分散化作为风险对冲方法,已经被广泛用于股票市场和退休基金计划。不过,我们还没有发现任何专门对另类投资时间分散化有效性的研究,尤其是对CTAs。这让人感到非常惊讶,因为从资产组合的观点,CTAs具有很好的分散功能——有人称之为空间分散化(space diversification)。CTAs与股票市场的相关性为零,因此CTAs最吸引人的特征之一就是它能够提高资产组合的分散化。例证之一,芝加哥商品交易所(CBOT)(2002)公布的一项

时
空

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

研究得出结论:“含 20%管理型期货的资产组合的收益率比只含股票和债券的资产组合的收益率高出 50%。”但是,投资者应该要等多长时间才能观察到这种好处呢?理论上,CTAs 应该作为长期投资资产组合的一部分,还是短期资产组合的一部分呢?

在本章中,我们研究了时间分散化对 CTAs 组合的影响。我们将选择观察历史数据,而不是基于金融工具或者理论概念来论证我们的观点。我们对下面两个问题具有兴趣:

1. CTAs 资产组合的最终价值如何随着持有期的延长而变化?
2. 给定 CTAs 的持有期,当这个既定持有期延长时,CTAs 资产组合的价值将如何变化?

在下一部分中,我们将简单介绍 CTAs 及其重要特征。然后,我们会回顾对股票市场时间分散化的各种论争。接着,我们会说明研究方法,讨论主要的研究结果。最后,我们得出结论,指出进一步的研究方向。

商品交易顾问

商品交易顾问(CTAs),也被称为管理型期货或者交易顾问,指的是代表客户进行期货、远期合约和期权等衍生品交易的个人或者组织。投资者使用 CTAs 的服务已经超过 30 年。CTAs 始于 20 世纪 70 年代末,因为当时的法律将期货业务的经纪和投资管理功能分开。随着非传统商品期货合约的激增,这个团体在 20 世纪 80 年代初显著扩大。正如 CTAs 的名字所示,他们最初是在商品市场交易,但之后已经发展到在所有的市场交易。今天,与对冲基金不同的是,大部分 CTAs 都受到管制。在美国,他们要得到商品期货交易委员会(CFTC)的联邦特许,还要接受全国期货业协会(NFA)的定期审计。在加拿大和法国,他们也受到有关金融市场当局的监管。

CTAs 可能广泛地使用不同的交易策略。不过,他们的主要投资风格还是系统化的趋势追随。即,他们使用计算机程序来完成某种技术分析(移动平均线、价格区间的突破等),发现一组市场的趋势,相应发出买卖信号。之后,这些信号被自动执行,创造一个资产组合,努力跟随现有趋势的发展方向。

大部分 CTAs 优先考虑保本,按照一套严格和系统化的方法来控制可能损失并保护可能盈利。一开始每笔交易承担的风险通常很小,但是如果所观察到的趋势稳定,并得到确认,那么头寸可能逐渐加大。当市场逆转或者波动剧烈时,则使用自动止损指令来限制亏损。

基本的趋势追踪程序相对简单。例子之一是区间突破系统(envelope breakout system)。当市场窄幅震荡,该程序可能建议不持有头寸;市场向上或者向下突破则有可能触发进场信号。另一个例子是不同移动平均线的交叉。譬如,如果短期移动平均线上穿长期移动平均线则构成买入信号。反之,如果短期移动平均线下穿长期移动平均线则是卖出信号。当然,诸如 Dunn 资本管理公司、John W. Henry & Co. 和 Campbell 等大型趋势追踪交易顾问会同时使用多个模型,这些模型在短期、中期和长期等不同的时间框架下,采用不同的市场趋势进出策略。

当市场处于趋势当中时,趋势追随法通常能产生高额的收益,当市场趋势结束或处于震荡时,趋势追随法会面临亏损。这正需要风险管理来限制亏损。优秀的趋势追随者必须承受很多的小额亏损。他们亏损的次数可能多于盈利次数,但是平均盈利额通常是平均亏损额的 2~3 倍。为了减少整体风险,大部分 CTAs 也进行分散投资,使用他们的程序的同时在多个市场作出投资决策,如股票、债券、外汇、利率、商品、能源、农产品、热带产品和贵金属。如果他们在一个市场亏损了,则希望在另一个市场盈利。在更长的时间里,比如 1 年或以上,出色的趋势追随者基于高度分散的计划,应该可以获得 10%~20% 的净收益。



时间分散化

专业投资领域的传统观点是,传统的单期分散投资(空间分散)处理的是静态投资风险,时间分散化处理的是跨时期的动态风险。

时间分散化的支持者提出,随着时间流逝,证券收益的波动在时间上会趋于抵消,因此,持有期越长,越多的风险就会被分散掉。结果是,风险显著的证券,例如股票,如果长期持有,其潜在风险可能低于以前所想,然而其平均收益会超过低风险证券,如国库券。实证上,我们可以观察到:

- 年收益率的分布随着投资持有期增加而收敛。如果每年的收益相互独立,年收益率的标准差会随时间而减小,而年收益率的预期则保持不变。

- 随着投资持有期的增加,亏损的概率下降。如果我们以零收益率与预期收益之间标准差单位的差距来计算负收益的可能性,我们会发现,随着持有期的增加,负收益的概率会迅速减小。

质疑时间分散化观点的研究者,包括著名的 Bodie(1995)、Merton(1969)和 Samuelson(1969、1971、1972、1979、1994),坚持认为时间分散化支持者对风险测度方法的选择是错误的。他们相信,对投资者而言,重要的问题不是亏损的概率或者资产组合的年化方差(annualized variance),而是亏损大小,以及如何避免亏损。他们认为,如果用亏损概率来衡量风险,一项投资亏损 20%与亏损 99%就没有差别了。尽管亏损 99%的可能性更小,但是很明显,一旦发生,99%的亏损对投资者而言更为痛苦。虽然收益率的年化分散(annualized dispersion)会随着时间推移而向预期收益率收敛,但是最终财富的分散会随着投资持有期延伸而偏离预期的最终财富。因此,尽管发生的概率很低,但亏损额度很大。因为投资

者应该关心的是最终财富,而不是财富随时间的变化,尽管投资者在一段很长的持有期之后遭遇亏损的可能性很小,但是,如果发生,亏损的大小会随时间延长而增加。因此,从最终财富效用的角度考虑,亏损概率的降低只是被更大可能的亏损规模所抵消。

Bodie(1995)非常鲜明地指出,与债券相比,股票存在抵补亏损的保险溢价,保险溢价实际上是投资期的增函数,在投资期内,保险是有效的,而不是一个预期风险下降的减函数。^[1] 保险溢价是一种非常好的量度,因为它代表了消除不合意收益的经济成本。不过,Bodie的论证是循环的,因为同样的言论也可以用来说明债券与股票相比,抵补债券亏损的保险溢价。

Kritzman(1994)对时间分散化论争进行了全面的评论,并指出了研究者设定的前提和必然源自该前提的结论之间的微妙平衡。不过,近来,Merrill和Thorley(1996,p.15)通过关注“实践者和理论家之间差异异常根源于风险方面的语义问题”,重新点燃了关于时间分散化的论争。此外,这两个阵营关注的其实并不是同一个问题。时间分散化支持者关心的是投资期延长对购买和持有策略的影响,而其反对者则着眼于把既定投资期分成多个时段下的动态投资问题。因此,他们观点上的分歧实际上并不令人惊讶。

在我们看来,CTAs提供了一个比股票更为有趣的检验时间分散化理论的领域。原因是,大部分CTAs都是趋势追随者,从长期看,出现趋势是可能的(上涨或者下跌)。只要这些趋势持续,CTAs应该能够捕捉到这些趋势,并从中获利。不过,当趋势反转,或市场没有趋势时,CTAs的业绩就可能下降。请记住,趋势追随者要在市场出现了一定的反转之后,才会知道趋势已经结束,因此他们实际上要回吐一部分已经累积的利润,这会导致可观的下降。当然,CTAs的业绩表现具有周期性,或者说均值回归特征,因为业

[1] Samuelson(1971、1972、1979)注意到了一个类似的谬误,涉及将几何均值(geometric mean)收益最大化作为投资者长期“主导”策略的优点。



绩取决于市场环境是否适合交易策略。回想起 Samuelson(1991)、Kritzman(1994)、Reichenstein 和 Dorsett(1995)的观点是非常有意思的,他们指出,只有当出现收益向均值回归时,时间分散化理论才可能成立。

实证检验

从研究的目的出发,我们用 CSFB/Tremont 管理型期货指数 (Credit Suisse First Boston Tremont Managed Futures Index)表示 CTAs 全体。该指数按资产权重计算,包括了 29 家全球最大的经审计的管理型期货基金(见表 23.1)。

表 23.1 CSFB Tremont 管理型期货指数包含的 CTAs

Aspect Diversified Fund(USD)Ltd.
AXA Futures
Campbell Global Assets Fund
Chesapeake Select LLC
D. QUANT Fund/Ramsey Futures Trading
Dexia Systemat(Euro)
Eckhardt Futures LP
Epsilon Futures (Euro)
Epsilon USD
FTC Futures Fund SICAV
Graham Global Investment Fund (Div 2XL Porfolio)
Graham Global Investment Fund (Div Portfolio)
Graham Global Investment Fund (Fed Policy)
Graham Global Investment Fund (Prop Matrix Portfolio)
Hasenbichler Commodities AG
JWH Global Strategies
Legacy Futures Fund LP
Liberty Global Fund LP
Millburn International (Cayman)Ltd. —Diversified
MLM Index Fund Leveraged (Class B)
Nestor Partners
Quadriga
Rivoli International Fund (Euro)
Rotella Polaris Fund

续表

Roy G. Niederhoffer Fund (Ireland) Plc
SMN Diversified Futures Fund(Euro)
Sunrise Fund
Systeia Futures Fund(Euro)
Systeia Futures Ltd. (USD)

指数只是对 CTAs 实际行为的大致近似。CTAs 基金通常包含的基金经理数量要远远少于指数中 CTAs 所包含的基金经理的数量,而且会从不同的基金经理/计划中选择某种策略。此外,存在这样一种趋势,即规模最小的 CTAs 的平均收益明显高于规模最大的 CTAs 的平均收益。因此,通过研究规模较大的 CTAs,我们可能因为剔除了一些高收益的小规模基金而在无意中产生了低估偏差。

表 23.2 总结了 1994 年 1 月至 2003 年 12 月 CSFB/Tremont 管理型期货指数的表现。CTAs 的收益率接近债券的收益率(年收益率 7.07%与 6.79%相对),不过,前者波动率较高(年波动率 12.84%与 6.76%相对)。它们的收益率都大大低于股票的收益率(年收益率 11.07%),但是股票的波动率更高(年波动率 17.29%)。平均来看,指数产生正收益的月份比例是 56%,正收益月的绝对表现(+2.95%)高于负收益月的绝对表现(-2.3%)。股票产生正收益的月份比例更高(63%),但是因为负收益月份的平均业绩表现较差(-3.91%)而没有优势。

表 23.2 CSFB/Tremont 管理型期货指数统计量

	CSFB/Tremont 管理型期货指数	标准普尔 500 指数	SSB 全球政 府债券指数
收益率(%)	7.07	11.07	6.79
波动率(%)	12.84	17.29	6.76
偏度	0.03	-0.60	0.47
峰度	0.58	0.29	0.37

货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

续表

	CSFB/Tremont 管理型期货指数	标准普尔 500 指数	SSB 全球政 府债券指数
正态分布 (Bera-Jarque 检 验, 95%)	是	是	是
相关性		-0.23	0.35
正收益月份比例 (%)	56	63	58
最好月份表现 (%)	9.95	9.78	5.94
正收益月份平均收益 (%)	2.95	3.81	1.79
上涨趋势捕捉率 (%)		26	-64
负收益月份比例 (%)	44	37	43
最差月份表现 (%)	-9.35	-14.46	-3.44
负收益月份平均收益 (%)	-2.30	-3.91	-1.09
下跌趋势捕捉率 (%)		-22	315
最大亏损额比例 (%)	-17.74	-44.73	-7.94
VaR(1 个月, 99%)	-8.37	-10.54	-3.26

虽然 CTAs 不是很好的独立投资工具,但它们可能是很好的组合性资产。它们和股票、债券的低相关性(分别为-0.23 和 0.35)证明了这一点。如图 23.1 所示,当股票市场在所有的负收益月份下跌时,CSFB/Tremont 管理型期货指数的业绩非常吸引人。

更有趣的是,某种意义上,当股票市场上涨时,相关性为正,当股票市场下跌时,相关性为负。这个现象在只考虑亏损时期的亏损度图表上特别明显(见图 23.2)。

期货市场的最差时期对应了股票市场的赚钱时期,反之亦然。这又一次说明了用线性相关系数来衡量非线性关系的危险所在。与大多数对冲基金策略相反,指数的月度收益直方图没有厚尾特征(与正态分布相比较而言),没有明显的不对称性(见图 23.3)。

之前我们提到,大量的 CTAs 利用市场的趋势进行交易,一般与之相伴的是波动率增加。因此,对传统策略而言,可能存在难度

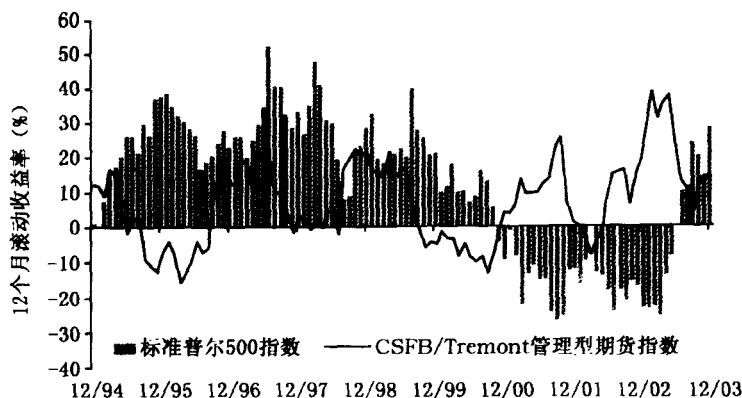


图 23.1 CSFB/Tremont 管理型期货指数与
标准普尔 500 指数 12 个月滚动收益率比较

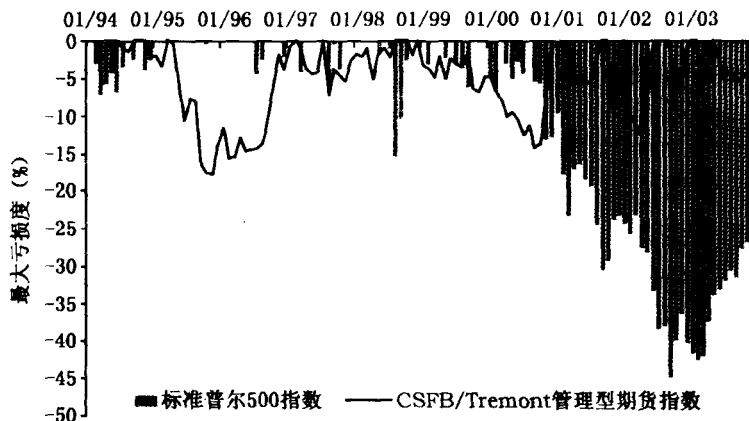


图 23.2 CSFB/Tremont 管理型期货指数与
标准普尔 500 指数最大亏损度比较

51
前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

的市场环境,尤其是下跌趋势,实际上为 CTAs 提供了理想的交易环境。从某种意义上,CTAs 遵循的是长期波动策略(long-volatility strategies),而很多传统策略和对冲基金策略都可被称为“短期波动”策略,而且视波动率放大为风险因素。这使得 CTAs 能够成为有趣的资产组合分散器,在长期,或者可能是短期,产生更好的风险调整后收益。

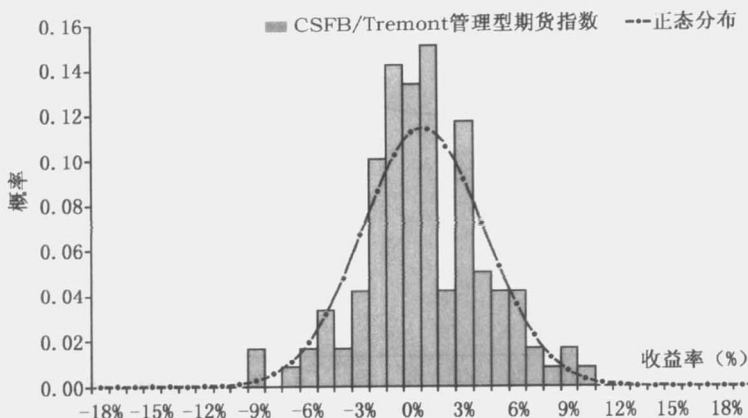


图 23.3 CSFB/Tremont 管理型期货指数月度收益率分布

为了检验投资持有期对 CTAs 业绩的影响,我们首先使用 N 个连续月份的重叠区组(block),其中 N 在 1~120 之间变化。因为我们的历史数据集中含有 120 个收益率,所以,我们可能得到 120 个单月的区组和 120 个月的惟一组。对每个区组,我们计算每个研究期末的收益率。图 23.4 显示了作为区组规模函数(a function of block size)的 CSFB/Tremont 管理型期货指数最终年收益率的变化。

图 23.5 显示了作为区组规模函数的收益率的年波动率变化。所有图示都确认,投资者持有期越长,管理型期货组合的年收益率标准差就会越小,而收益率本身保持稳定。这些结果如此确信以至于给人一种印象,长期内,投资 CTAs 盈利是件确凿无疑的事。^[1]

不过,这种情况下并不必然存在真正的分散化。虽然年收益率标准差随着投资期的增加而递减的基本观点是成立的,但这其中也存在误导性。事实上,忽略这点可能产生致命的错误,因为投

[1] 反对者会认为我们的观察期严重重叠,以至于滚动收益率存在高度相关性,导致严重的估计偏差。评估统计上的显著性需要基于非重叠时期的独立收益率。但是,目前的经验时期太短不能得到足够的此类数据。

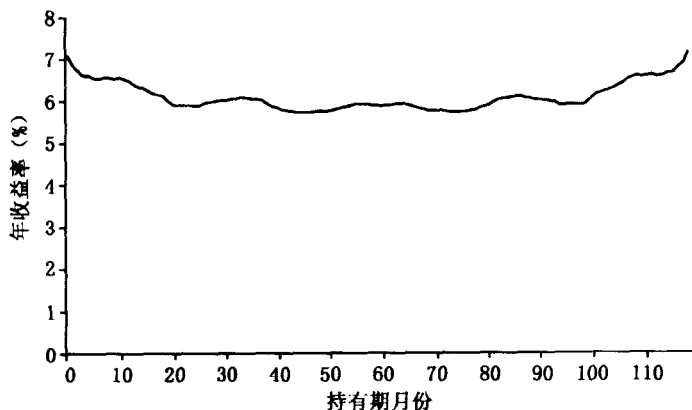


图 23.4 持有期年收益率与持有期月份的函数关系

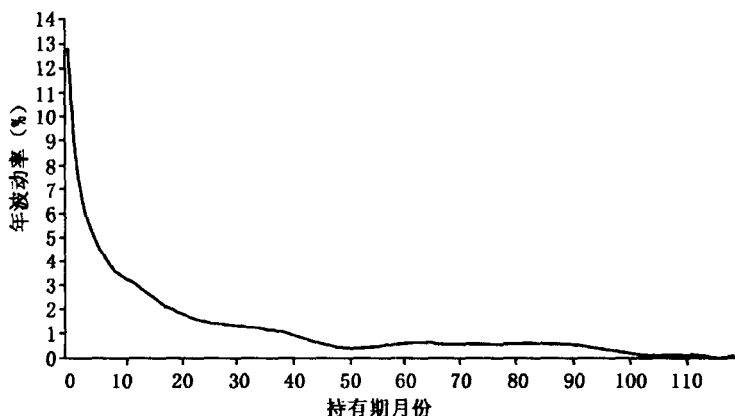


图 23.5 持有期收益率年波动率与持有期月份的函数关系

投资者关心的是期末组合的价值,重要的是总收益,而不是年收益率(annualized rate)。因为复利的影响,总收益的标准差实际上是随着时间的延伸而增加的。因此,如果我们使用收益标准差作为所讨论期间的不确定性的传统测度,不确定性是会随着时间增加的。不过,就管理型期货而言,还应该考虑其他一些因素。

我们都认同,投资者应该关注投资期末的财富价值,尤其是潜在亏损的严重程度。因此,我们作出结论需要同时考虑亏损的严

重程度和可能性。图 23.6 是 CSFB/Tremont 管理型期货指数对投资持有期的函数,显示了 CSFB/Tremont 管理型期货指数历史最低收益(worst historical holding period return)的变化。这为我们提供了一个有趣的新视角。我们清楚地看到,在最糟糕的情况下,持有期收益率最初是负值(-9.35%),之后随着持有期延长而恶化。不过,在几个月之后,收益率开始稳定,恶化程度开始减轻。在持有 45 个月之后,亏损概率为零,最差情况下的持有期收益率(worst-case holding period)开始为正。这确认了一个事实:即使在最糟糕的情况下,管理型期货的长期风险还是低于短期风险。

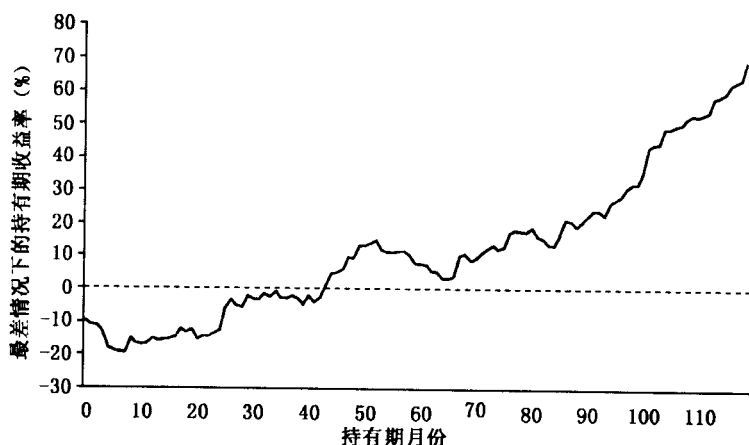


图 23.6 最差情况下的持有期收益率与持有期月份的函数关系

当然,有人可能会说,保本不是十分积极的目标,尤其是对长期而言。如果我们设定收益率目标,比如年收益 3%或者 5%,那又会如何呢?图 23.7 提供了这个问题的答案。亏损就是无法实现的目标收益数额。很明显,和安全性投资相比,投资者受到了管理型期货周期性特征的惩罚。值得一提的是我们这里只考虑了最差的情况,但是从风险管理的角度看,这是重要的。

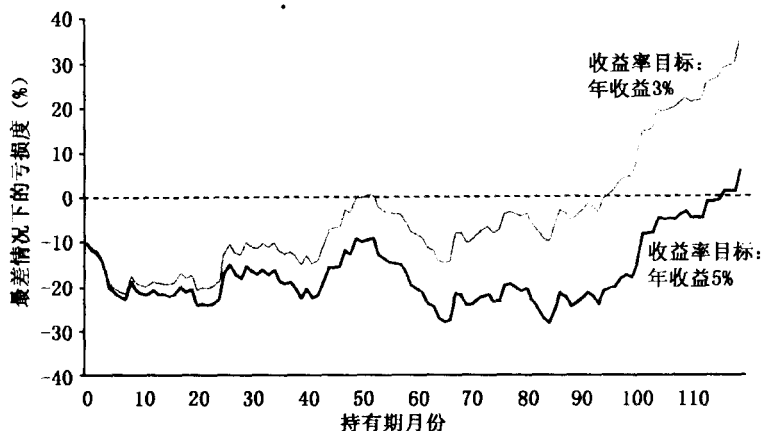


图 23.7 最差情况下的亏损度与持有期月份的函数关系

结 论

时间期限对股票投资风险的影响仍然是学界和业界激烈讨论、备受争议的问题。虽然在正态分布假设前提下,波动率会随时间平方根(square root time)而增加,但是平均收益的标准差会随时间间隔延长而下降。这能否被解释为长期股票风险较小仍然是个问题。在本章中,我们使用了基于历史数据的方法,分析了管理型期货在不同时期最差情况下的事后业绩。我们的研究结果倾向于表明:从长期来看,一个分散化的管理型期货组合是相对安全的投资,但是只要最低要求收益率增加到零以上,从亏损的角度(shortfall perspective)看仍然具有风险。

作者: Francois-Serge Lhabitant 和 Andrew Green

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

参考文献

- Ackermann, C. , R. McEnally, and D. Ravenscraft. (1999) "The Performance of Hedge Funds: Risk, Return and Incentives." *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 3, pp. 833—874.
- Adler, N. , L. Friedman, and Z. S. Stern. (2002) "Review of Ranking Methods in the Data Envelopment Analysis Context." *European Journal of Operational Research*, Vol. 140, No. 2, pp. 249—265.
- Agarwal, V. , and N. Y. Naik. (March 2002). "Characterizing Systematic Risk of Hedge Funds with Buy-and-Hold and Option-Based Strategies." Working Paper, London Business School, U. K.
- Agarwal, V. , and N. Y. Naik. (2004) "Risks and Portfolio Decisions Involving Hedge Funds." *Review of Financial Studies*, Vol. 17, No. 1, pp. 63—98.
- Ali, A. I. , and L. M. Seiford. (1990) "Translation Invariance in Data Envelopment Analysis," *Operations Research Letters*, Vol. 9, No. 6, pp. 403—405.
- Ali, P. U. (2000) "Unbundling Credit Risk: The Nature and Regulation of Credit Derivatives." *Journal of Banking and Finance Law and Practice*, Vol. 11, No. 22, pp. 73—92.
- Ali, P. U. (2002) "Individual Share Futures in Australia." *Company and Secur-*

ities Law Journal, Vol. 20, No. 4, pp. 232—235.

Ali, P. U., G. Stapledon, and M. Gold. (2003) *Corporate Governance and Investment Fiduciaries*. Rozelle, New South Wales, Lawbook Company.

Amenc, N., and L. Martellini. (2003) "The Brave New World of Hedge Fund Indices." Working Paper (February), Edhec Risk and Asset Management Research Centre, Lille, France.

Amenc, N., L. Martellini, and M. Vaissié. (2003) "Benefits and Risks of Alternative Investment Strategies." *Journal of Asset Management*, Vol. 4, No. 2, pp. 96—118.

Amin, G. S., and H. M. Kat. (2001) "Hedge Fund Performance 1990—2000: Do the 'Money Machines' Really Add Value?" Working Paper (December), ISMA Centre, University of Reading, U. K.

Amin, G. S., and H. M. Kat. (2002) "Diversification and Yield Enhancement with Hedge Funds." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 3, pp. 50—58.

Amin, G. S., and H. M. Kat. (2003a) "Hedge Fund Performance 1990—2000: Do the Money Machines Really Add Value?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, No. 2, pp. 251—274.

Amin, G. S., and H. M. Kat. (2003b) "Stocks, Bonds and Hedge Funds: Not a Free Lunch!" *Journal of Portfolio Management*, Vol. 29, No. 4, pp. 113—120.

Ang, J. S., and J. C. Chau. (1979) "Composite Measures for the Evaluation of Investment Performance." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 54, No. 2, pp. 361—384.

Anjilvel, S., B. Boudreau, M. Urias, and M. Peskin. (2000) "Why Hedge Funds Make Sense." Quantitative Strategies, Internal Publication, Morgan Stanley Dean Witter, New York.

Anson, M. (2000) "Selecting a Hedge Fund Manager." *Journal of Wealth Management*, Vol. 3, No. 3, pp. 45—52.

Anson, M. (2001) "Performance Presentation Standards: Which Rules Apply When?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 57, No. 2, pp. 53—60.



- Anson, M. (2002a) *The Handbook of Alternative Assets*. New York: John Wiley & Sons.
- Anson, M. (2002b) "Asymmetric Trading Strategies and Symmetrical Performance Measures: A Cautionary Example." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 1, pp. 81—85.
- Anson, M., and H. Ho. (2003) "Short Volatility Strategies: Identification, Measurement, and Risk Management." *Journal of Investment Management*, Vol. 1, No. 2, pp. 30—43.
- Arnott, R. (2003) "What Risk Matters? A Call for Papers," *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, No. 3, pp. 6—8.
- Asness C., R. Krail, and J. Liew. (2001) "Do Hedge Funds Hedge?" *Journal of Portfolio Management*, Vol. 28, No. 1, pp. 6—19.
- Australian Prudential Regulation Authority. (2003, March 5) "APRA Alerts SuperIndustry to the Drawbacks of Hedge Funds," Media Release No. 03—25.
- Australian Securities and Investments Commission (2003a, April 16) "Managed Discretionary Account Services PPP." IR 03—11.
- Australian Securities and Investments Commission (2003b) "Managed Discretionary Account Services." *ASIC Policy Proposal* April, pp. 13—14.
- Australian Securities and Investments Commission. (1998a) "Managed Investment; Compliance Plans." Policy Statement 132.
- Australian Securities and Investments commission. (1998b) "Investor Directed Portfolio Services," Policy Statement 134.
- Australian Securities and Investments Commission. (2001) "Disclosure; Product Disclosure Statement (and Other Disclosure Obligations)." Policy Statement 168.
- Australian Securities and Investments Commission (ASIC). (2003) "Managed Discretionary Account Services." *ASIC Policy Proposal*.
- Banker, R. D., A. Charnes, and W. W. Cooper. (1984) "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis." *Management Science*, Vol. 30, No. 9, pp. 1078—1092.

- Barclay Managed Funds Report. (2001) "Top 20 CTA Performers Past Five Years." First Quarter Vol. 6, New York, NY.
- Barr, R., L. Seiford, and T. Siems. (1994) "Forecasting Bank Failure: A Non-Parametric Frontier Estimation Approach." *Researches Economiques de Louvain*, Belgium, Vol. 60, No. 4, pp. 417-429.
- Basso, A., and S. Funari. (2001) "A Data Envelopment Analysis Approach to Measure the Mutual Fund Performance," *European Journal of Operational Research*, Vol. 135, No. 3, pp. 466-492.
- Baxt, R., A. Black, and P. Hanrahan. (2003) *Securities and Financial Services Law*. Sydney: LexisNexis Butterworths.
- Bello, Z. Y., and V. Janjigian. (1997) "A Reexamination of the Market-Timing and Security-Selection Performance of Mutual Funds." *Financial Analysts Journal*, Vol. 53, No. 5, pp. 24-30.
- Bessembinder, H., and P. Seguin. (1993) "Price Volatility, Trading volume, and Market Depth: Evidence from Future Markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 1, pp. 21-39.
- Billingsley, R., and D. M. Chance. (1996) "Benefit and Limitations of Diversification among Commodity Trading Advisors." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 23, No. 1, pp. 65-80.
- Bodie, Z. (1995) "On the Risk of Stocks in the Long Run." *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 3, pp. 18-22.
- Bowlin, W. F. (1998) "Measuring Performance: An Introduction to Data Envelopment Analysis (DEA)." *Journal of Cost Analysis*, Vol. 3, pp. 3-28.
- Brinson, G., B. D. Singer, and G. L. Beebower. (1991) "Determinants of Portfolio Performance II: An Update." *Financial Analysts Journal*, Vol. 47, No. 3, pp. 40-48.
- Brooks, C., and H. M. Kat. (2001) "The Statistical Properties of Hedge Fund Index Returns and Their Implications for Investors." Working Paper (November). ISMA Center, University of Reading, Reading, U. K.
- Brooks, C., and H. M. Kat. (2002) "The Statistical Properties of Hedge Fund Returns and Their Implications for Investors." *Journal of Alternative In-*



- vestments, Vol. 5, No. 2, pp. 26—44.
- Brorsen, B. W. (1998) "Performance Persistence for Managed Futures." Working Paper (March), Oklahoma State University, OK.
- Brorsen, B. W. and S. H. Irwin. (1985) "Examination of Commodity Fund Performance." *Review of Futures Markets*, Vol. 4, No. 1, pp. 84—94.
- Brorsen, B. W., and S. H. Irwin. (1987) "Futures Funds and Price Volatility." *Review of Futures Markets*, Vol. 6, No. 2, pp. 118—135.
- Brorsen, B. W., and J. P. Townsend. (2002) "Performance Persistence for Managed Futures." *Journal of Alternative Investment*, Vol. 4, No. 4, pp. 57—61.
- Brown, S. J., and W. N. Goetzmann. (1995) "Performance Persistence." *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, pp. 679—698.
- Brown, S. J., W. N. Goetzmann, and J. Park. (1998) "Hedge Funds and the Asian Currency Crisis of 1997." Working Paper 6427, National Bureau of Economic Research, Washington, D. C.
- Brown S. J., W. N. Goetzmann and J. Park. (2001) "Careers and Survival: Competition and Risk in the Hedge Fund and CTA Industry." *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 5, pp. 1869—1886.
- Burghart, G., R. Duncan, and L. Liu. (2003 September) "Understanding Drawdowns." Internal Publication, *Carr Futures*, Chicago, IL.
- Busse, J., and N. Bolien. (2001) "On the Timing Ability of Mutual Fund Managers." *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 3, pp. 1075—1094.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C MacKinlay. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Capocci, D., A. Corhay, and G. Hübner. (2003) "Hedge Fund Performance and Persistence in Bull and Bear Markets." Working Paper, Ecole d'Administration des Affaires, University of Liège.
- Capocci, D., and G. Hübner. (2004) "An Analysis of Hedge Fund Performance." *Journal of Empirical Finance*, Vol. 11, No. 1, pp. 55—89.
- Carhart, M. M. (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance." *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1 pp. 57—82.

- Carroll, C., and K. C. J. Wei (1988) "Risk, Return, and Equilibrium: An Extension." *Journal of Business*, Vol. 61, No. 4, pp. 485—499.
- Center for International Securities and Derivatives Markets (CISDM). (2002) 2nd Annual Chicago Research Conference, May 22.
- Cerrahoglu, B., and D. Pancholi. (2003) "The Benefits of Managed Futures." CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Chance, D. M. (1994) *Managed Futures and Their Role in Investment Portfolios*. Charlottesville, VA: the Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.
- Chang, E. C., M. J. Pinegar, and B. Schachter. (1997) "Interday Variations in Volume, Variance, and Participation of Large Speculators." *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, No. 6, pp. 797—910.
- Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes. (1978) "Measuring the Efficiency of Decision Making Units." *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, No. 6, pp. 29—44.
- Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes. (1981) "Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through." *Management Science*, Vol. 27, No. 6, pp. 668—697.
- Chen, N., R. Roll, and S. Ross. (1986) "Economic Forces and the Stock Market." *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, pp. 386—403.
- Chicago Board of Trade. (2002) *Managed Futures: Portfolio Diversification Opportunities*, 2002 Edition. Chicago, IL: CBOT.
- Chicago Mercantile Exchange. (1999) "Question and Answer Report: Managed Futures Accounts" Report No. M584/10M/1299. www.cve.com.
- Christoffersen, P. (2003) *Elements of Financial Risk Management*. San Diego, CA: Academic Press.
- Chung, S. Y. (1999) "Portfolio Risk Measurement: A Review of Value at Risk." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 2, No. 1, pp. 34—42.
- Clark, P. K. (1973) "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices." *Econometrica*, Vol. 41, No. 1, pp. 135—155.



- Clayton, U. (2003) *A Guide to the Law of Securitisation in Australia*. Sydney, Australia; Clayton Company.
- Cooley, P. L. R. L. Roenfeldt, and N. K. Modani. (1977) "Interdependence of Market Risk Measures." *Journal of Business*, Vol. 50, No. 3, pp. 356—363.
- Cootner, P. (1967) "Speculation and Hedging." *Food Research Institute Studies*, Supplement 7, pp. 64—105.
- Cornish, E., and R. Fische (1937) "Moments and Cumulants in the Specification of Distributions." *Review of the International Statistical Institute*, Vol. 5, pp. 307—320.
- Corporations Act (2001) (Commonwealth). Federal Parliament of the Commonwealth of Australia.
- Corporations Regulations (2001) (Commonwealth). Governor-General of the Commonwealth of Australia.
- Daglioglu, A., and B. Gupta. (2003a, March) "The Benefits of Hedge Funds." CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Daglioglu, A., and B. Gupta. (2003b) "The Interdependence of Hedge Fund Risk Measures." Center for International Securities and Derivatives Markets Annual Conference.
- Dale, C., and J. Zryen. (1996, May) "Non-Commercial Trading in the Energy Futures Market." *Petroleum Marketing Monthly*, pp. 13—24.
- De Long, J. B., A. Schleifer, L. H. Summers, and R. j. Waldman. (1990) "Noise Trader Risk in Financial Markets." *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 4, pp. 703—738.
- Dickey, D., and W. Fuller. (1981) "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, PP. 1057—1072.
- Diz, F. (1996) "How Do CTAs Return Distribution Characteristics Affect Their Likelihood of Survival?" Working Paper, Syracuse University, NY.
- Diz, F. (1999) "CTA Survivor and Nonsurvivor: An Analysis of Relative Performance." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 2, No. 1, pp. 57—71.

- Diz, F. (2003) "Commodity Trading Advisors' Leverage and Reported Margin to Equity Ratios." *Journal of Futures Markets*, Vol. 23, No. 10, pp. 1003—1017.
- Diz, F., and R. Shukla. (2003) "Incentive Compensation in the Mutual Fund, Hedge Fund and Managed Futures Industries." Working Paper, Whitman School of Management, Syracuse University, Syracuse, NY.
- Doig, A. (2003) "Take Futures Out of Your Hands." *Charting*, No. 2, 78—82.
- Doyle, J., and R. Green. (1994) "Efficiency and Cross Efficiency in DEA: Derivations, Meanings and the Uses." *Journal of the Operational Research Society*, Vol. 45, No. 5, pp. 567—578.
- Dybvig, P. H. (1988a) "Inefficient Dynamic Portfolio Strategies or How to Throw Away a Million Dollars in the Stock Market." *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 1, pp. 67—88.
- Dybvig, P. H. (1988b) "Distributional Analysis of Portfolio Choice." *Journal of Business*, Vol. 6, No. 3, pp. 369—393.
- Ederington L. H. (1995) "Mean-Variance as an Approximation to Expected Utility Maximization: Semi Ex - Ante Results." In Mark Hirschey and M. Wayne Marr, eds., *Advances in Financial Economics*, Vol. 1, pp. 81—98 Greenwich, CT: JAI Press Inc.
- Ederington, L. H., and J. H. Lee (2002) "Who Trades Futures and How? Evidence from the Heating Oil Futures Market." *Journal of Business*, Vol. 75, No. 2, pp. 353—373.
- Edwards, F. R. (1999) "Hedge Funds and the Collapse of Long-Term Capital Management." *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 2, pp. 189—210.
- Edwards, F. R., and M. O. Caglayan. (2001) "Hedge Fund and Commodity Fund Investment Styles in Bull and Bear Markets." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 27, No. 4, pp. 97—108.
- Edwards, F. R., and J. Liew. (1999) "Hedge Funds versus Managed Futures as Asset Classes." *Journal of Derivatives*, Vol. 6, No. 4, pp. 45—64.
- Edwards, F. R., and A. C. Ma. (1988) "Commodity Fund Performance: Is the



- Information Contained in Fund Prospectuses Useful?" *Journal of Futures Markets*, Vol. 8, No. 5, pp. 589—616.
- Edwards, F. R., and J. M. Park. (1996) "Do Managed Futures Make Good Investments?" *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, No. 5, pp. 475—517.
- Eichengreen, B., and D. Mathieson. (1998) "Hedge Funds and Financial Markets: Implications for Policy." In B. Eichengreen and D. Mathieson, eds., *Hedge Funds and Financial Market Dynamics*, pp. 2—26. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. C. Rentzler. (1987) "Professionally Managed, Publicly Traded Commodity Funds." *Journal of Business*, Vol. 60, No. 2, pp. 177—199.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. C. Rentzler. (1989) "New Public Offerings, Informations and Investor Rationality: The Case of Publicly Offered Commodity Funds." *Journal of Business*, Vol. 62, No. 1, pp. 1—15.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. C. Rentzler. (1990) "The Performance of Publicly Offered Commodity Funds." *Financial Analysts Journal*, Vol. 46, No. 4, pp. 23—30.
- Erb, C., C. Harvey, and T. Viskanta. (1994) "Forecasting International Equity Correlations." *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, No. 6, pp. 32—45.
- Faff, R. W., and T. A. Hallahan. (2001) "Induced Persistence or Reversals in Fund Performance? The Effect of Survivorship Bias." *Applied Financial Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 119—126.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds." *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3—56.
- Fama, E. F., and J. MacBeth. (1973) "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 607—636.
- Fang, H., and T. — Y. Lai. (1997) "Co-Kurtosis and Asset Pricing, Financial Review", Vol. 32, No. 2, pp. 293—307.
- Farrell, M. J. (1957) "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Operational and Research Society*, Series A, Vol. 120, No. 3, pp. 253—

281.

Favre, L., and J. -A. Galeano. (2002a) "An Analysis of Hedge Fund Performance Using Loess Fit Regression." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 4, No. 4, pp. 8-24.

Favre, L., and J. -A. Galeano. (2002b) "Mean-Modified Value-at-Risk Optimization with Hedge Funds." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 2, pp. 21-25.

Favre, L., and A. Singer. (2002) "The Difficulties in Measuring the Benefits of Hedge Funds." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 1, pp. 31-42.

Ferson, W. E., and R. W. Schadt. (1996) "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions." *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, pp. 425-461.

Financial Crimes Enforcement Network. (2002) "Anti-Money Laundering Programs for Unregistered Investment Companies." *Federal Register*, Vol. 67, No. 187 (September 26), pp. 60622-60623.

Financial Services Authority. (2003) "Hedge Funds and the FSA: Feedback Statement on DP16." (March), pp. 18-19.

Fishburn, R. (1977) "Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below Market Returns." *American Economic Review*, Vol. 67, No. 2, pp. 116-126.

French, K., and R. Roll. (1986) "Stock Return Variances." *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 5-26.

Friedman, M. (1953) *Essays in Positive Economics*, pp. 157-203, Chicago: University of Chicago Press.

Fung, W., and D. A. Hsieh. (1997a) "Empirical Characteristics of Dynamic Trading Strategies: The Case of Hedge Funds." *Review of Financial Studies*, Vol. 10, No. 2, pp. 275-302.

Fung, W., and D. A. Hsieh. (1997b) "Survivorship Bias and Investment Style in the Returns of CTAs: The Information Content of Performance Track Records." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 24, No. 1, pp. 30-41.

Fung, W., and D. A. Hsieh. (2000a) "Measuring the Market Impact of Hedge

京

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

- Funds." *Journal of Empirical Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 1—36.
- Fung, W., and D. A. Hsieh. (2000b) "Performance Characteristics of Hedge Funds and Commodity Funds: Natural versus Spurious Biases." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 3, pp. 291—307.
- Fung, W., and D. A. Hsieh. (2001a) "Asset-based Hedge Fund Styles and Portfolio Diversification." Working Paper, Duke University, NC
- Fung, W., and D. A. Hsieh. (2001b) "The Risk in Hedge Fund Strategies: Theory and Evidence from Trend Followers." *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 2, pp. 313—341.
- Fung, W., and D. A. Hsieh. (2002a) "Hedge-Fund Benchmarks: Information Content and Biases." *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 1, pp. 22—34.
- Fung, W., and D. A. Hsieh (2002b) "The Risk in Fixed Income Hedge Fund Styles." *Journal of Fixed Income*, Vol. 12, No. 2, pp. 6—27.
- Fung, W., and D. A. Hsieh (2003) "Hedge Fund Benchmarks: A Risk Based Approach." Working Paper, Duke University, NC.
- Georgiev, G. (2001) "Benefits of Commodity Investments." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 4, No. 1, pp. 40—48.
- Global Advisors. (2003) "The Case for Commodities," London, U. K.
- Glosten, L. R., and R. Jagannathan. (1994) "A Contingent Claim Approach to Performance Evaluation." *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, No. 2, pp. 133—160.
- Goetzmann, W. N. J. Ingersoll Jr., and S. A. Ross. (1997) "High Water Marks." Working Paper, Yale School of Management, New Haven, CT.
- Golany, B., and Y. A. Roll. (1994) "Incorporating Standards via Data Envelopment Analysis." In A. Charnes, W. W. Cooper, A. Y. Levin, and L. Seiford, eds., *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*. New York: Kluwer Academic Publications, pp. 313—328.
- Goldman Sachs International and Russell Investment Group. (2003) Report on Alternative Investing by Tax-Exempt Organizations. A Survey of Organizations in North America, Europe, Australia, and Japan. New York, NY.

- Golec, J. H. (1993) "The Effects of Incentive Compensation Contracts on the Risk and Return Performance of Commodity Trading Advisors." *Management Science*, Vol. 39, No. 11, pp. 1396—1406.
- Gordon, D. (2003) "Risk by Any Other Name." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 6, No. 2, pp. 83—86.
- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*, Fourth Edition. Englewood - Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Gregoriou, G. N. (2003a) "Performance Appraisal of Funds of Hedge Funds Using Data Envelopment Analysis" *Journal of Wealth Management*, Vol. 5, No. 4, pp. 88—95.
- Gregoriou, G. N. (2003b) "Performance Evaluation of Funds of Hedge Funds Using Conditional Alphas and Betas." *Derivatives Use, Trading & Regulation*, Vol. 8, No. 4, pp. 324—344.
- Gregoriou, G. N., and F. Rouah. (2002) "Large versus Small Hedge Funds: Does Size Affect Performance?" *Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 3, pp. 75—77.
- Gregoriou, G. N., and E. Rouah. (2003a) "Random Walk Behavior of CTA Returns." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 6, No. 2, pp. 51—56.
- Gregoriou, G. N., and F. Rouah. (2003b) "ARMA Modelling of Hedge Fund Returns." Working Paper, University of Quebec, Montreal/McGill University.
- Grinold, R. C., and R. N. Kahn. (1992) "Information Analysis." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No. 3, pp. 30—37.
- Grinold, R. C., and R. N. Kahn. (1995) *Active Portfolio Management*. Chicago: Irwin.
- Grossman, S. J. (1987) "A Note on the Elton, Gruber, and Rentzler's: Professionally Managed Publicly Traded Commodity Funds." Working Paper, Princeton University, Princeton, NJ.
- Gujarati, D. N. (1995) *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Gupta, B., B. Cerrahoglu, and A. Daglioglu. (2003) "Evaluating Hedge Fund Performance: Traditional versus Conditional Approaches." *Journal of Alter-*



- native Investments*, Vol. 6, No. 3, pp. 7—24.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hartzmark, M. L. (1987) "Returns to Individual Traders of Futures: Aggregate Results." *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 6, pp. 1292—1306.
- Haug, A. A. (1993a) "Residual Based Tests for Cointegration: A Monte Carlo Study of Size Distortions." *Economics Letters*, Vol. 41, No. 4, pp. 345—351.
- Haug, A. A. (1993b) "Tests for Cointegration A Monte Carlo Comparison," *Journal of Econometrics*, Vol. 71, No. 1, pp. 89—115.
- Henriksson, R. D., and R. C. Merton. (1981) "On Market Timing and Investment Performance II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills." *Journal of Business*, Vol. 54, No. 4, pp. 513—533.
- Holt, B. R. (1999) *Hedge Funds, Commodity Trading Advisors, and Commodity Pool Operators: The Effects of Their Futures Trading Volume on Market Volatility*. MS thesis, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.
- Horgan, S. (2003) *Horgan's Law of Financial Services*. Rozelle, New South Wales: Lawbook Company.
- Hübner, G. (2003) "The Generalized Treynor Ratio." Working Paper, Ecole d'Administration des Affaires, University of Liège.
- Hwang, S., and P. L. V. Pereira. (2003) "Small Sample Properties of GARCH Estimates and Persistence." Finance Lab Working Paper, Ibmec Business School, São Paulo, Brazil.
- Irwin, S. H., and B. W. Brorsen. (1985) "Public Futures Funds." *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, No. 3, pp. 463—485.
- Irwin, S. H., and S. Yoshimaru. (1999) "Managed Futures, Positive Feedback Trading, and Futures Price Volatility." *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 7, pp. 759—776.
- Irwin, S., T. Krukemeyer, and C. Zulauf. (1992) "Are Public Commodity Pools a Good Investment?" In C. C. Peters, ed., *Managed Futures: Performance Evaluation and Analysis of Commodity Funds, Pools, and Account*. Chica-

go; Probus Publishing Company, pp. 405—433.

Irwin, S., C. R. Zulauf, and B. Ward. (1994) "The Predictability of Managed Futures Returns." *Journal of Derivatives*, Vol. 2, No. 2, pp. 20—27.

Jaeger, R. A. (2003) *All About Hedge Funds—The Easy Way to Get Started*. New York; McGraw-Hill.

Jarque, C. M., and A. K. Bera. (1987) "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals." *International Statistical Review*, Vol. 55, No. 2, pp. 163—172.

Jensen, G. R., R. R. Johnson, and J. M. Mercer. (2000) "Efficient Use of Commodity Futures in Diversified Portfolios." *Journal of Futures Markets*, Vol. 20, No. 5, pp. 489—506.

Jensen, M. C. (1968) "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945—1964." *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, pp. 389—416.

Jorgensen, R. B. (2003) *Individually Managed Accounts; An Investor's Guide*. New York; John Wiley & Sons.

Jorion, P. (2001). *Value at Risk; The New Benchmark for Managing Financial Risk*, Second Edition. New York; McGraw-Hill.

Karavas, V. N., and S. Siokos (2003) "The Hedge Fund Indices Universe." In G. N. Gregoriou, V. N. Karavas, and F. Rouah, eds., *Hedge Funds; Strategies, Risk Assessment, and Returns*. Frederick, MD; Beard Books.

Karpoff, J. (1987) "The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 1, pp. 109—126.

Kat, H. M. (2002) "Managed Futures and Hedge Funds; A Match Made in Heaven." Working Paper, Cass Business School, City University, London, U. K.

Kat, H. M. (2003) "Taking the Sting Out of Hedge Funds." *Journal of Wealth Management*, Vol. 6, No. 3, pp. 67—76.

Kat, H. M. (2004) "In Search of the Optimal Fund of Hedge Funds." *Journal of Wealth Management*, Vol. 6, No. 4, pp. 43—51.

Kat, H. M., and F. Menexe. (2002) "Persistence in Hedge Fund Performance;

期货

前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

- The True Value of a Track Record. "Working Paper, University of Reading, ISMA Centre, Reading, U. K.
- Kat, H. M. , and J. Miffre. (2002) "Performance Evaluation and Conditioning Information: The Case of Hedge Funds. " Working Paper, The Alternative Investment Research Centre, Cass Business School, City University, London, U. K.
- Kazemi, H. (1996) "The Stability of Variance and Return Forecasts: A Monte Carlo Simulation. " CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Kazemi, H. , and T. Schneeweis. (2003) "Conditional Performance of Hedge Funds. " CISDM Working Paper, CISDM, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Keating, C. , and W. Shadwick. (2002) "A Universal Performance Measure. " *Journal of Performance Measurement* , Vol. 6, No. 3, pp. 59—84.
- Kennedy, P. (1998) *A Guide to Econometrics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
- Kodres, L. (1994) "The Existence and Impact of Destabilizing Positive Feedback Traders: Evidence from the S&P 500 Index Futures Market. " Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC.
- Kodres, L. , and M. Pritsker. (1996) "Directionally-Similar Position Taking and Herding by Large Futures Markets Participants. " In *Risk Measurement and Systematic Risk: Proceedings of a Joint Central Bank Research Conference* , Board of Governors of the Federal Reserve, pp. 221—272.
- Kon, S. J. , and F. C. Jen. (1978) "Estimation of Time-Varying Systematic Risk and Performance for Mutual Fund Portfolios: An Application of Switching Regression. " *Journal of Finance* , Vol. 33, No. 2, pp. 457—475.
- Kon, S. J. , and F. C. Jen. (1979) "The Investment Performance of Mutual Funds: An Empirical Investigation of Timing, Selectivity, and Market Efficiency. " *Journal of Business* , Vol. 52, No. 2, pp. 263—289.
- Kothari, S. P. , and J. Warner. (2001) "Evaluating Mutual Fund Performance. " *Journal of Finance* , Vol. 56, No. 5, pp. 1985—2010.

- Kritzman, M. (1994) "What Practitioners Need to Know About Time Diversification." *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, No. 1, pp. 14—18.
- Kunkel R. A, M. C. Ehrhardt, and G. A. Kuhlemeyer. (1999) "Dividends and Market Efficiency: A Multi-index Arbitrage Investment Strategy." *Managerial Finance*, Vol. 25, No. 6, pp. 21—34.
- Lee, D. K. C. (2003) "Asset Allocation and Absolute Return Strategy; Part 1." *Asia Financial Planning Journal*, Vol. 5, No. 1, pp. 21—24.
- Leuthold, R., P. Garcia, and R. Lu. (1994) "The Returns and Forecasting Ability of Large Traders in the Frozen Pork Bellies Futures Market." *Journal of Business*, Vol. 67, No. 3, pp. 459—473.
- Liang, B. (2003) "On the Performance of Alternative Investments; CTAs, Hedge Funds, and Funds-of-Funds." Working Paper, Case Western Reserve University, Cleveland, Ohio.
- Lintner, J. (1965) "Security Prices, Risk, and Minimal Gains from Diversification." *Journal of Finance*, Vol. 20, No. 4, pp. 587—615.
- Lintner, J. V. (1983) "The Potential Role of Managed Commodity-Financial Futures Accounts (and/or Funds) in Portfolios of Stocks and Bonds" Annual Conference of Financial Analysts Federation.
- Lo, A. (2001) "Risk Management for Hedge Funds." *Financial Analysts Journal*, Vol. 57, No. 6, pp. 16—33.
- Longin F., and B. Solnik. (1995) "Is the Correlation in International Equity Returns Constant?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 1, pp. 3—26.
- Mackinnon, J. G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests in Long-Run Econometric Relationships." In R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. New York: Oxford University Press, pp. 216—276.
- Managed Account Reports. (2003) "2002: Managed Futures Showed Its Strengths." Internal Publication, Issue 287, New York, NY.
- Markowitz, H. (1952) "Portfolio Selection." *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 77—91.



- Markowitz, H. (1991) *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, London: Blackwell Publishers.
- Marmer, H. S. , and F. K. L. Ng. (1993) "Mean-Semivariance Analysis of Option Based Strategies: A Total Asset Mix Perspective." *Financial Analysts Journal*, Vol. 49, No. 3, pp. 47—54.
- Martin, G. A. , and R. Spurgin. (1998) "Skewness in Asset Returns: Does It Matter?" *Journal of Alternative Investments*, Vol. 1, No. 2, pp. 66—75.
- Martin, L. , and T. van Zijl. (2003) "Capital Gains Tax and the Capital Asset Pricing Model." *Accounting and Finance*, Vol. 43, No. 2, pp. 187—210.
- McCarthy, D. E (1995) "Consistency of Relative Commodity Trading Advisor Performance." Unpublished thesis, University College Dublin, Ireland.
- McCarthy, D. , T. Schneeweis, and R. Spurgin. (1996) "Investment Through CTAs: An Alternative Managed Futures Investment." *Journal of Derivatives*, Vol. 3, No. 4, pp. 36—47.
- McCarthy, D. , T. Schneeweis, and R. Spurgin. (1997) "Informational Content in Historical CTA Performance." *Journal of Futures Markets*, Vol. 17, No. 3, pp. 317—339.
- McMullen, P. , and R. Strong. (1997) "Selection of Mutual Funds Using Data Envelopment Analysis." *Journal of Business and Economic Studies*, Vol. 4, No. 1, pp. 1—14.
- Merriken, H. E. (1994) "Analytical Approaches to Limit Downside Risk; Semi-variance and the Need for Liquidity." *Journal of Investing*, Vol. 3, No. 3, pp. 65—12.
- Merril C. , and S. Thorley. (1996) "Time Diversification: Perspectives from Option Pricing Theory." *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 3, pp. 13—19.
- Merton, R. C. (1969) "Lifetime Portfolio Selection: The Continuous Time Case." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 3, pp. 247—257.
- Merton, R. C. (1981) "On Market Timing and Investment Performance: I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts." *Journal of Business*, Vol. 54, No. 3, pp. 363—406.

- Miller, R. G. (1966) *Simultaneous Statistical Inference*. New York: McGraw-Hill.
- Mina, J., and A. Ulmer (1999) "Delta-Gamma Four Ways." New York: Risk-Metrics Group, Working Paper.
- Miron, J. (1996) *The Economics of Seasonal Cycles*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Mitev, T. (1998) "Classification of Commodity Trading Advisors Using Maximum Likelihood Factor Analysis." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 1, No. 2, pp. 40—46.
- Morey, M. R., and R. C. Morey. (1999) "Mutual Fund performance Appraisals: A Multi-Horizon Perspective with Endogenous Benchmarking." *Omega*, Vol. 27, No. 2, pp. 241—258.
- Mossin, J. (1966) "Equilibrium in a Capital Asset Market." *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, pp. 768—783.
- Murphy, J. A. (1986) "Futures Fund Performance: A Test of the Effectiveness of Technical Analysis." *Journal of Futures Markets*, Vol. 6, No. 2, pp. 175—185.
- Nakakubo, F. (2002, October 22) "Introduction to Alternative Investment Strategies—Risks Lurking Behind the Hedge Fund Boom." NLI Research Institute, Japan. www.nli-research.co.jp.
- National Association of Securities Dealers. (2003) "NASD Reminds Members of Obligations When Selling Hedge Funds." *Informational*, No. 30—07 (February), pp. 1, 4.
- Okunev, J., and D. White. (2002) "Smooth Returns and Hedge Fund Risk Factors." *Working Paper*, University of New South Wales, School of Banking and Finance, Kensington, New South Wales.
- Oral, M., O. Ketani, and P. Lang. (1991) "A Methodology for Collective Evaluation and Selection of Industrial R&D Projects." *Management Science*, Vol. 7, No. 37, pp. 871—883.
- Parkinson, M. (1980) "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return." *Journal of Business*, Vol. 53, No. 1, pp. 417—432.



- Patel, N. (2002, July) "It's All in the Technique." *Risk*, No. 49.
- Pindyck, R. S., and D. L. Rubinfeld. (1998) *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York: McGraw-Hill.
- Pool Commodity Trading Service. Daily Market Commentary. (1999, July 29) Internal Report, Winnipeg, Manitoba.
- Posthuma, N., and P. Van der Sluis. (2003) "A Reality Check on Hedge Fund Returns." Working Paper, ABP Investments, Amsterdam, Holland.
- Prakash, A. J., and R. M. Bear. (1986) "A Simplifying Performance Measure Recognizing Skewness." *Financial Review*, Vol. 21, No. 1, pp. 135—144.
- Rahl, L. (2002, December 10) "Hedge Fund Transparency: Unraveling the Complex and Controversial Debate." Capital Market Risk Advisors, RiskInvest 2002 Conference Presentation, Boston, MA.
- Reback, R. (1975) "Risk and Return in CBOE and AMEX Option Trading." *Financial Analyst Journal*, Vol. 31, No. 4, pp. 42—52.
- Refco Daily Grain Commentary. (2000, May 2). Report, Chicago, Illinois.
- Reichenstein, W., and D. Dorsett. (1995) "Time Diversification Revisited." Research Foundation of The Institute of Chartered Financial Analysts, Charlottesville, VA.
- Richter, F. G., -C., and B. W. Brorsen. (2000) "Estimating Fees for Managed Futures: A Continuous-Time Model with a Knockout Feature." *Applied Mathematical Finance*, Vol—7, No. 2, pp. 115—125.
- Rockafellar, R. T., and S. Uryasev. (2001) "Conditional Value-at-Risk for General Loss Distributions." Research Report, ISE Department, University of Florida, Gainesville, FL.
- Ross, M. (1999, September 20) "CBOT, IFB Trade Observations." *Farm Week*, Bloomington, Illinois, pp. 1—3.
- Ross, S. (1976) "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing." *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 2, pp. 341—360.
- Salomon Smith Barney Daily Grain Commentary. (2000, May 2) Report, New York, NY.
- Samuelson, P. (1994) "The Long Term Case for Equities and How It Can Be

- Oversold." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 21, No. 1, pp. 15—24.
- Samuelson, P. A. (1969) "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 3, pp. 239—246.
- Samuelson, P. A. (1971) "The 'Fallacy' of Maximizing the Geometric Mean in Long Sequences of Investing or Gambling." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 68, No. 10, pp. 2493—2496.
- Samuelson, P. A. (1972) "Mathematics of Speculative Price." In R. H. Day and S. M. Robinson eds., *Mathematical Topics in Economic Theory and Computation*, Philadelphia, PA; Society for Industrial and Applied Mathematics. Reprinted in *SIAM Review*, (January 1973), Vol. 15, pp. 1—42.
- Samuelson, P. A. (1979) "Why We Should Not Make Mean Log of Wealth Big Though Years to Act Are Long." *Journal of Banking and Finance*, Vol. 3, No. 4, pp. 305—307.
- Satyanarayan, S. and P. Varangis. (1994) "An Efficient Frontier for International Portfolios with Commodity Assets." Policy Research Working Paper 1266, The World Bank, Washington, DC.
- Schneeweis, T., U. Savayana, and D. McCarthy. (1991) "Alternative Commodity Trading Vehicles: A Performance Analysis." *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 4, pp. 475—490.
- Schneeweis, T., R. Spurgin, and M. Potter. (1997) "Managed Futures and Hedge Fund Investment for Downside Equity Risk Management." In Carl C. Peters and Ben Warwick, eds., *The Handbook of Managed Futures: Performance, Evaluation and Analysis*. New York: McGraw Hill, pp. 77—98.
- Schneeweis, T. (1996) *The Benefits of Managed Futures*. European Managed Futures Association, London.
- Schneeweis, T. and G. Georgiev. (2002) "The Benefits of Managed Futures." CISDM Working Paper, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T., V. Karavas, and G. Georgiev. (2003) "Alternative Investment in the Institutional Portfolio." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 3, No. 3, pp. 11—26.



前沿译丛



Frontiers
on Modern
Futures

- Schneeweis, T. , H. kazemi and V. N. Karavas. (2003a, April) "Fund Size and Performance in Hedge Funds. "CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T. , H. kazem, and V. N. Karavas. (2003b, April) "Manager Track Record and performance in Hedge Funds. "CISDM, Working Paper Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T. , and R. Spurgin. (1997) "Managed Futures, Hedge Funds and Mutual Fund Return Estimation; A Multifactor Approach. "CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T. , and R. Spurgin. (1998a) "Multifactor Analysis of Hedge Funds, Managed Futures, and Mutual Fund Return and Risk Characteristics. " *Journal of Alternative Investments*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-24.
- Schneeweis, T. , and R. SPurgin. (1998b) "Quantitative Analysis of Hedge Funds and Managed Futures; Returns and Risk Characteristics. " CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T. , R. Spurgin, and G. Georgiev. (2001) "Benchmarking Commodity Trading Advisor Performance with a Passive Futures-Based Index. "CISDM Working Paper, Isenberg School of Management, University of Massachusetts, Amherst, MA.
- Schneeweis, T. , R. Spurgin, and D. McCarthy. (1996) "Survivor Bias in Commodity Trading Advisors Performance. " *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, No. 7, pp. 757-772.
- Schneeweis, T. , R. Spurgin, and M. Potter. (1996) "Managed Futures and Hedge Fund Investment for Downside Equity Risk Management. " *Derivatives Quarterly*, Vol. 3, No. 4, pp. 36-47.
- Schwager, J. D. (1996) *Managed Trading: The Myths and Truths*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Securities and Exchange Commission. (2003, September) "Implications of Growth of Hedge Funds. "

- Sedzro K., and D. Sardano. (2000) "Mutual Fund Performance Evaluation Using Data Envelopment Analysis." In S. B. Dahiya, ed., *The Current State of Business Disciplines*, Rohtak, India: Spellbound Publications, Vol - 3, pp. 1125-1144.
- Seigel, L. B. (2003) *Benchmarks and Investment Management*. Monograph. Charlottesville, VA; AIMR Publications.
- Sengupta, J. K. (1989) *Efficiency Analysis by Production Frontiers: The Nonparametric Approach*. Boston; Kluwer Academic Publishers.
- Sexton, T. R., R. H. Silkman and A. Hogan. (1986) "Data Envelopment Analysis: Critique and Extensions." In R. H. Silkman ed., *Measuring Efficiency and Assessment of Data Envelopment Analysis*. San Francisco: Jossey-Bass Publishers, pp. 73-105.
- Shanken J. (1992) "On the Estimation of Beta-Pricing Models." *Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 1, pp. 1-33.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk." *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- Sharpe, W. F. (1966) "Mutual Fund Performance." *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1, pp. 19-138.
- Sharpe, W. F. (1992) "Asset Allocation; Management Style and Performance Measurement." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, No. 2, pp. 7-19.
- Sinquefeld, R. (1996) "Where Are the Gains from International Diversification?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 1, pp. 8-14.
- Sirri, E. R., and P. Tufano. (1998) "Costly Search and Mutual Fund Flows." *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 5, pp. 1589-1622.
- Sortino F. A., and L. N. Price. (1994) "Performance Measurement in a Downside Risk Framework." *Journal of Investing*, Vol. 3, No. 3, pp. 59-64.
- Sortino, F. A., and R. van der Meer. (1991) "Downside Risk." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 17, No. 4, pp. 37-42.
- Stephens, A., and D. Proffitt. (1991) "Performance Measurement When Return

- Distributions Are Nonsymmetric. "Quarterly Journal of Business and Economics", Vol. 30, No. 1, pp. 23—39.
- Strongin, S., and M. Petsch. (1996, April 24) "Managing Risk in Hostile Markets." Goldman Sachs Commodities Research, New York.
- Sydney Futures Exchange Corporation. (2002) 2002 Annual Report.
- Sydney Futures Exchange Corporation. (2003a) 2003 Half-Year Financial Report.
- Sydney Futures Exchange Corporation. (2003b, June 25) "Full Participant Compliance Manual," pp. 32—33.
- Tavakoli, J. M. (2003) *Collateralized Debt Obligations and Structured Finance*. New York: John Wiley & Sons.
- Thanassoulis, E., A. Boussofiane, and R. G. Dyson. (1995) "Exploring Output Quality Targets in the Provisions of Perinatal Care in England Using Data Envelopment Analysis." *European Journal of Operational Research*, Vol. 80, No. 3, pp. 588—607.
- TiH, H. (2000) "Passive Strategies in the Commodity Futures Markets." *Derivatives Quarterly*, Vol. 17, No. 1, pp. 49—54.
- Till, H. (2001) "Taking Full Advantage of the Statistical Properties of Commodity Investments." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 4, No. 1, pp. 63—66.
- Till, H. (2002, September) "Risk Management Lessons in Leveraged Commodity Futures Trading." *Commodities Now*, pp. 84—87.
- Till, H. (2004) "Risk Measurement of Investments in the Satellite Ring of a Core Satellite Portfolio: Traditional versus Alternative Approaches." *Singapore Economic Review*, Vol. 49, No. 1, pp. 1—26.
- Tomek, W. G., and H. H. Peterson. (2001) "Risk Management in Agricultural Markets: A Review." *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, No. 1, pp. 953—985.
- Treynor, J. L. (1965) "How to Rate Management of Investment Funds." *Harvard Business Review*, Vol. 41, No. 1, pp. 63—75.
- Treynor, J. L., and K. K. Mazuy. (1966) "Can Mutual Fund Managers Out-

- guess the Market?" *Harvard Business Review*, Vol. 44, No. 4, pp. 131—136.
- Trzcinka, C. (1998, September 29) Congressional Testimony, Subcommittee Investigating Fees and Price Competition in the Mutual Fund Market, Washington, DC.
- Vaissié, M. (2004, in press) "Are All Hedge Fund Indices Created Equal?" *Alternative Investment Quarterly*.
- Vanderbilt University. (2002) *Vanderbilt University Endowment Review/2002 Edition*, Nashville, TN: Vanderbilt University Press.
- Vassiloglou, M., and D. Giokas. (1990) "A Study of Relative Efficiency of Bank Branches: An Application of Data Envelopment Analysis." *Journal of Operations Research Society*, Vol. 41, No. 7, pp. 591—597.
- Weiner, R. J. (2002) "Sheep in Wolves Clothing? Speculators and Price Volatility in Petroleum Futures." *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 42, No. 2, pp. 391—400.
- Weisman, A. (2002) "Dangerous Attractions: Informationless Investing and Hedge Fund Performance Measurement Bias." *Journal of Portfolio Management*, Vol. 28, No. 4, pp. 80—91.
- Wider, J., and Scanlan, K. (2003) "Hedge Funds: The Regulatory Landscape at a Crossroads." *Journal of Investment Compliance*, Vol. 4, No. 1, pp. 7—12.
- Wiggins, J. G. (1991) "Empirical Tests of the Bias and Efficiency of the Extreme Value Variance Estimator for Common Stock." *Journal of Business*, Vol. 64, No. 3, pp. 417—432.
- Wilkins, K., and J. Zhu. (2001) "Portfolio Evaluation and Benchmark Selection: A Mathematical Programming Approach." *Journal of Alternative Investments*, Vol. 4, NO. 1, pp. 9—20.
- Wilkins, K., and J. Zhu. (2004) "Classifying Hedge Funds Using Data Envelopment Analysis." In G. N. Gregoriou, V. N. Karavas, and F. Rouah, eds. *Hedge Funds: Strategies, Risk Assessment and Returns*. Frederick, MD: Beard Books, pp. 161—175.
- Worthington, R. L. (2001) *Alternative Investments and the Semi-affluent Investor*. Research Report, Undiscovered Managers, Dallas, TX.
- Zheng, L. (1999) "Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investor's Fund



Selection Ability," *Journal of Finance*, Vol, 54, No. 3, pp. 901—933.

Zhu, J. (2003) *Quantitation Models for Performance Evaluation and Benchmarking*. Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers.

商品交易

参考文献

广发期货·现代期货前沿译丛



国际经验，
当然首选。

全面备战——股指期货！



<http://www.wiley.com>

ISBN 978-7-81098-848-3



9 787810 988483 >

定价：49.00 元

本社网址：www.sufep.com